

ANALIZING THE RELATIONSHIP BETWEEN ORGAN FAILURE AND  
RECUPERATING ABILITY OF PATIENTS IN ICU

By

Zalina Mohd Daud  
Ismail Mohamad  
Maizah Hura Ahmad  
Saifullah Rusiman

Research Vote No:

75064

UTM

2005

## ABSTRAK

Satu kajian khusus terhadap model logit, model probit dan model kebarangkalian linear dijalankan yang mana pembolehubah bersandar terdiri dari pembolehubah berjenis binari sementara pembolehubah tidak bersandar terdiri dari lapan pembolehubah berjenis binari, kategori dan selanjar. Kajian terhadap model-model ini meliputi tentang sejarah penemuan, fungsi model, andaian model bagi ralat, taburan kebarangkalian dan teknik penganggaran. Seterusnya kajian kes dilakukan dengan menggunakan tiga kaedah model tersebut. Pemilihan pembolehubah paling berpengaruh dilakukan menerusi kaedah menerusi kaedah langkah demi langkah ke hadapan, langkah demi langkah penghapusan dari belakang dan pemilihan secara manual. Pemilihan pembolehubah secara manual. Pemilihan pembolehubah secara manual berasaskan prinsip '*parsimonious model*'. Bagi setiap model, didapati dua daripada lapan pembolehubah yang terpilih adalah bererti pada aras keertian 0.05. Beberapa ujian seperti ujian reja, multikolineariti, pengujian hipotesis, kebagusan penyuaian dan diagnosis data berpengaruh serta data terpencil dilakukan terhadap ketiga-tiga model yang diperolehi. Penafsiran terhadap parameter yang dianggakan juga dilakukan. Perbandingan di antara ketiga-tiga model mencapai satu kesimpulan yang mana model logit diketengahkan sebagai model yang terbaik dengan peratus ketepatan ramalan yang tertinggi. Perisian '*SPSS for Windows Version 10*', '*Minitab Release 13.2*' dan '*Microsoft Excel 2000*' digunakan untuk menganalisis data tersebut.

## ABSTRACT

A research on logit, probit and linear probability models have been carried out. The dependent variable being used is binary while the independent variables used consisted of eight variables which were binary, categorical and continuous. Research done based on these models covered its discoveries, functions of models, assumption of residuals, probability distributions and estimation techniques. A case study using the three methods of modeling as mentioned above was carried out. The influential variables were selected using forward stepwise method, backward stepwise method and manual selection. Selected variables using manual selection were based on the principle of parsimonious model. For each model, the results showed two out of eight chosen variables were significant at a significance level of 0.05. Tests on residual, multicollinearity, hypothesis testing, goodness of fit and influences and outliers data diagnostics were applied to these three models. Interpretations on estimated parameters were also carried out. After comparing the three models, it was found that logit model appeared to be the best model having the highest probability of accuracy. Softwares like 'SPSS for Windows Version 10', 'Minitab Release 13.2' and 'Microsoft Excel 2000' were used to analyze these data.

## KANDUNGAN

<b>BAB</b>	<b>PERKARA</b>	<b>MUKA SURAT</b>
	<b>ABSTRAK</b>	<b>i</b>
	<b>ABSTRACT</b>	<b>ii</b>
	<b>KANDUNGAN</b>	<b>iii</b>
	<b>SENARAI JADUAL</b>	<b>vii</b>
	<b>SENARAI RAJAH</b>	<b>ix</b>
	<b>SENARAI SIMBOL</b>	<b>x</b>
 <b>BAB I</b>	 <b>PENGENALAN</b>	 <b>1</b>
	1.1 Pendahuluan	1
	1.2 Latar Belakang Kajian	2
	1.3 Skop Kajian	2
	1.4 Objektif kajian	3
	1.5 Kepentingan Kajian	3
 <b>BAB II</b>	 <b>KAJIAN MODEL-MODEL BINARI</b>	 <b>5</b>
	2.1 Pengenalan	5
	2.2 Model Kebarangkalian Linear	6
	2.2.1 Penganggaran Model Kebarangkalian Linear	6
	2.2.1.1 Model Regresi Linear Berganda Biasa	6
	2.2.1.2 Model Regresi Linear Berganda Berpemberat	7
	2.2.2 Diagnosis Multikolineariti	9
	2.2.2.1 Matrik Parameter Korelasi	10
	2.2.2.2 Faktor Tambahn Varians ( <i>VIF</i> )	10



2.2.2.3	Nilai Eigen Dan Indeks Bersyarat	11
2.2.2.4	Kadar Huraian Varians	11
2.2.3	Pemilihan Pembolehubah	12
2.2.3.1	Kaedah Langkah Demi Langkah ke Hadapan	12
2.2.3.2	Kaedah Langkah Demi Langkah Penghapusan dari Belakang	12
2.2.3.3	Kaedah Manual	13
2.2.4	Ujian Reja	13
2.2.5	Pengujian Hipotesis	13
2.2.6	Nilai Pekali Penentuan ( $R^2$ )	14
2.2.7	Peratus Ketepatan Peramalan	15
2.2.8	Tafsiran Bagi Parameter Yang Dianggar	15
2.2.8.1	Tafsiran Bagi Tanda Parameter Yang Dianggar Dan Keertian Statistiknya	16
2.2.8.2	Nilai Ramalan Fungsi Link ( $\eta_i$ ) Atau Penjelmaan $\eta_i$	16
2.2.9	Diagnosis Data Terpencil Dan Data Berpengaruh	16
2.2.9.1	Reja Terpiawai Pearson	17
2.2.9.2	Reja Terlaras	17
2.2.9.3	Reja Terhapus <i>Studentized</i>	17
2.2.9.4	Matriks <i>Leverage Hat (H)</i>	18
2.2.9.5	<i>COVRATIO</i>	18
2.2.9.6	DFFITS	19
2.2.9.7	DfBeta	19
2.2.9.8	Jarak <i>Cook</i>	20
2.3	Model Logit	21
2.3.1	Penganggaran Model Logit	21
2.3.2	Diagnosis Multikolineariti	24
2.3.3	Pemilihan Pembolehubah	24
2.3.4	Ujian Reja	24
2.3.5	Pengujian Hipotesis Satu Parameter $\beta_j$	25

2.3.6	Kebagusan/Kecukupan Penyuaian	25
2.3.6.1	Statistik Nisbah Kebolehhadian	26
2.3.6.2	Ujian Khi Kuasa Dua ( $\chi^2$ )	26
2.3.6.3	Nilai Pekali <i>Pseudo R</i> <sup>2</sup>	27
2.3.7	Peratus Ketepatan Ramalan	28
2.3.8	Tafsiran Bagi Parameter Yang Dianggar	28
2.3.8.1	Tafsiran Bagi Tanda Parameter Yang Dianggar Dan Keertian Statistiknya	29
2.3.8.2	Nilai Ramalan Fungsi Link ( $\eta_i$ ) Atau Penjelmaan $\eta_i$	29
2.3.8.3	Kesan Marginal Satu Pembolehubah Tak bersandar ( $X_j$ ) Terhadap $\eta_i$ Atau Penjelmaan $\eta_i$	29
2.3.8.4	Nilai Ramalan Bagi Kebarangkalian	30
2.3.8.5	Kesan Marginal Satu Pembolehubah Tak bersandar ( $X_j$ ) Terhadap Kebarangkalian Sesuat Peristiwa	30
2.3.9	Diagnosis Data Terpencil dan Data Berpengaruh	31

<b>BAB III</b>	<b>ANALISIS DATA</b>	<b>36</b>
3.1	Pendahuluan	36
3.2	Latar Belakang Data	36
3.3	Metodologi Bagi Analisis Data	41
3.4	Analisis Data Terhadap Pembolehubah $X$ Yang Asal	43
3.4.1	Model Kebarangkalian Linear	43
3.4.1.1	Diagnostik Multikolineariti	43
3.4.1.2	Pemodelan	45
3.4.1.3	Nilai Reja	48
3.4.1.4	Tafsiran Parameter	49
3.4.2	Model Logit	51
3.4.2.1	Diagnosis Multikolineariti	51
3.4.2.2	Pemilihan Pembolehubah	51

3.4.2.3 Nilai Reja	54
3.4.2.4 Tafsiran Parameter	54
3.4.3 Model Probit	56
3.4.3.1 Diagnosis Multikolineariti	56
3.4.3.2 Pemilihan Pembolehubah	56
3.4.3.3 Nilai Reja	59
3.4.3.4 Tafsiran Parameter	61
3.4.4 Ringkasan Perbandingan Model	61
3.5 Analisis Data Terhadap Pembolehubah s2s_adm Dan s2s_disc Yang Dikategorikan	62
3.5.1 Model Kebarangkalian Linear	63
3.5.2 Model Logit	66
3.5.3 Model Probit	68
3.5.4 Ringkasan Perbandingan Model	70
3.6 Analisis Logit Terhadap 2 Pembolehubah Interaksi	71
3.7 Diagnosis Data Terpencil dan Data Berpengaruh	73
3.7.1 Model Kebarangkalian Linear	77
3.7.2 Model Logit	78
3.7.3 Model Probit	78
3.8 Model Terbaik	78
<b>BAB IV KESIMPULAN DAN CADANGAN</b>	<b>86</b>
4.1 Kesimpulan	86
4.2 Cadangan	88
<b>RUJUKAN</b>	<b>90</b>
<b>LAMPIRAN</b>	<b>95</b>

## SENARAI JADUAL

NO. JADUAL	TAJUK	MUKA SURAT
3.1	Ringkasan mengenai pembolehubah tak bersandar ( $X$ )	39
3.2	Nilai korelasi dan faktor tambahan varians bagi data Berpemberat	44
3.3	Nilai eigen dan kadar huraian varians bagi data Berpemberat	45
3.4	Model 1 bagi model regresi linear berganda biasa	46
3.5	Model 1 bagi model kebarangkalian linear	47
3.6	Analisis varians 1 bagi model kebarangkalian linear	47
3.7	Model 2 bagi model kebarangkalian linear	48
3.8	Analisis varians 2 bagi model kebarangkalian linear	48
3.9	Nilai korelasi dan faktor tambahan varians bagi data asal	51
3.10	Nilai eigen dan kadar huraian varians bagi data asal	52
3.11	Model 1 bagi model logit	52
3.12	Ringkasan pemilihan pembolehubah $X$ bagi model probit (1)	57
3.13	Model 1 bagi model probit	58
3.14	Model 2 bagi model probit	58
3.15	Perbandingan di antara ketiga-tiga model bagi pembolehubah-pembolehubah $X$ yang asal	62
3.16	Model 2 bagi model regresi linear berganda biasa	64
3.17	Model 3 bagi model kebarangkalian linear	64
3.18	Analisis varians 3 bagi model kebarangkalian linear	65
3.19	Model 4 bagi model kebarangkalian linear	65
3.20	Analisis varians 4 bagi model kebarangkalian linear	66
3.21	Model 2 bagi model logit	67
3.22	Ringkasan pemilihan pembolehubah $X$ bagi model	

	probit (2)	68
3.23	Model 2 bagi model probit	69
3.24	Perbandingan di antara ketiga-tiga model bagi pembolehubah- <i>s2s_adm</i> dan <i>s2s_disc</i> yang dikategorikan	70
3.25	Nilai Ramalan Bagi $P(Y_i = 1)$	71
3.26	Model 3 bagi model logit	72
3.27	Syarat-syarat bagi ketaksamaan ujian bagi mengesan kehadiran data terpengcil dan data berpengaruh	74
3.28	Bilangan data yang dikesan sebagai data terpengcil atau data berpengaruh	75
3.29	Nilai min dan varians bagi 3 jenis model	76
3.30	32 data terpengcil bagi model logit	79
3.31	Model 4 bagi model logit	82

## SENARAI RAJAH

NO. JADUAL	TAJUK	MUKA SURAT
3.1	Plot dahan dan daun bagi model kebarangkalian linear	49
3.2	Plot kebarangkalian taburan normal bagi model kebarangkalian linear	50
3.3	Plot kebarangkalian taburan logistik bagi model logit	54
3.4	Plot dahan dan daun bagi model probit	60
3.5	Plot kebarangkalian taburan normal bagi model probit	60
3.6	Plot dahan dan daun bagi nilai reja terpiawai <i>Pearson</i> (model kebarangkalian linear)	76
3.7	Plot dahan dan daun bagi nilai reja terpiawai <i>Pearson</i> (model logit)	77
3.8	Plot dahan dan daun bagi nilai reja terpiawai <i>Pearson</i> (model probit)	77
3.9	Histogram menunjukkan taburan analisis data ' <i>survival</i> ' bagi kajian kes	79
3.10	Histogram menunjukkan taburan analisis data ' <i>survival</i> ' bagi 8 data terpencil	81

## SENARAI SIMBOL

$a$	- Ciri/sifat
$a_{(i)}$	- Vektor ciri/sifat bagi cerapan ke $i$
$\alpha$	- Aras keertian
$b^{(m)}$	- Nilai anggaran parameter $b$ ke $m$ yang diperolehi melalui lelaran Newton Raphson
$B_1$	- Nilai pekali $B$ bila semua data dipertimbangkan
$B_1^{(i)}$	- Nilai pekali $B$ bila semua data dipertimbangkan kecuali pekali ke $i$
$\beta_0$	- Nilai pekali 'intercept'
$\beta_k$	- Parameter ke $k$
$\beta_j$	- Parameter ke $j$
$\hat{\beta}_k$	- Penganggar parameter ke- $k$
$\hat{\beta}_j$	- Penganggar parameter ke- $j$
$c$	- Statistik nisbah kebolehjadian
$c_{(i)}$	- Pilihan bagi cerapan ke $i$
$D$	- Jarak Cook
$D_{jk}(a)$	- Fungsi diskriminan bagi $a$
$e$	- Fungsi eksponen
$e_i$	- Nilai reja terlaras ke $i$
$e(i)$	- Nilai reja ke $i$
$\varepsilon$	- Ralat rawak atau nilai reja

$\varepsilon$	- Matriks bagi ralat rawak atau nilai reja
$E(Y_i)$	- Jangkaan bagi pembolehubah bersandar ke $i$
$E(\varepsilon_i)$	- Jangkaan bagi ralat rawak ke $i$
$E(W_i \varepsilon_i)$	- Jangkaan bagi ralat rawak berpemberat ke $i$
$f(y; \theta)$	- Fungsi ketumpatan kebarangkalian
$f_o$	- Kekерapan yang diperhatikan
$f_e$	- Kekерapan yang dijangka
$F$	- Taburan $F$
$F(Z_i)$	- Fungsi kumulatif bagi taburan normal atau logistik
$F_o$	- Statistik ujian $F$
$G^2$	- Statistik kebolehjadian ( <i>deviance</i> )
$H$	- Nilai matriks leverage hat
$h_{ii}$	- Nilai matriks leverage hat ke $i$
$H_o$	- Hipotesis nol
$H_1$	- Hipotesis alternatif
$i$	- Indeks ke $i$
$k$	- Bilangan pembolehubah tak bersandar
$k$	- Nilai indeks bersyarat
$L(\theta)$ atau $L(\theta; y)$	- Fungsi kebolehjadian bagi $\theta$
$L_0$	- Nilai maksimum bagi fungsi kebolehjadian (model ringkas)
$L_1$	- Nilai maksimum bagi fungsi kebolehjadian (model penuh)
$\log$	- Fungsi logaritma
$\log_e$ atau $\ln$	- Fungsi logaritma asas eksponen
$\log_e \left( \frac{p_i}{1 - p_i} \right)$	- $\ln$ bagi odds atau $\ln$ bagi peluang
$\max_{\beta} L(Y X, \beta)$	- Nilai maksimum bagi fungsi kebolehjadian
$MSR$	- 'Mean squares of regression model' atau min kuasa dua bagi model



$MSE$	- 'Mean squares of error' atau min kuasa dua bagi ralat atau anggaran varians bagi ralat
$MSTO$	- 'Mean squares of total' atau min kuasa dua bagi jumlah
$N.E.D.$	- 'Normal equivalent deviate' atau sisihan kesetaraan normal
$N$ atau $n$	- Bilangan sampel atau data
$P(Y_i=0)$	- Kebarangkalian apabila pembolehubah bersandar ke $i$ sama dengan sifar atau kebarangkalian hidup pada cerapan ke $i$
$P(Y_i=1)$	- Kebarangkalian apabila pembolehubah bersandar ke $i$ sama dengan satu atau kebarangkalian mati pada cerapan ke $i$
$P(Y_i   X_i)$	- Kebarangkalian bersyarat bagi pembolehubah bersandar ke $i$ dengan pembolehubah tak bersandar ke $i$ diketahui
$p$	- Bilangan pembolehubah tak bersandar
$p_i$	- Kebarangkalian apabila pembolehubah bersandar sama dengan satu, iaitu $P(Y_i=1)$
$p_j$	- Kadar populasi ke $j$
$p_k$	- Kadar populasi ke $k$
$pseudo R^2$	- Pekali penentuan bagi model logit atau probit
$q^{(m-1)}$	- Perwakilan matriks bagi $\left( \frac{1}{1 + e^{-x\beta}} \right)$
$R^2$	- Pekali penentuan bagi model kebarangkalian linear
$\bar{R}^2$	- Pekali penentuan yang disuai bagi model kebarangkalian linear
$R(B)$	- Fungsi bagi kaedah kuasa dua terkecil berpemberat
$S(B)$	- Fungsi bagi kaedah kuasa dua terkecil biasa
$SSR$	- 'Sum squares of regression model' atau jumlah kuasa dua bagi model
$SSE$	- 'Sum squares of error' atau jumlah kuasa dua bagi ralat rawak
$SSTO$	- 'Sum squares of total' atau jumlah kuasa dua bagi jumlah keseluruhan
$s^2(i)$	- Min kuasa dua ralat dengan cerapan ke $i$ yang disingkirkan

$s(\hat{\beta}_k)$	- Ralat piawai bagi $\hat{\beta}_k$
$t$	- Statistik ujian Studentized $t$
$t_1, t_2, \dots, t_p$	- Suatu set pemalar
$t_i$	- Reja terhapus studentized ke $i$
$U^{(m-1)}$	- Nilai bagi pembezaan peringkat pertama bagi $\ln L(Y   X, \beta)$
$VIF$	- 'Variation inflation factor' atau faktor tambahan varians
$V_i(a)$	- Fungsi bagi ciri $a$
$V^{(m-1)}$	- Matriks pepenjuru $p_i^{(m-1)}(1 - p_i^{(m-1)})$ bagi model logit
$V^{(m-1)}$	- Matriks pepenjuru $\frac{p_i}{[1 - p_i]^2}$ bagi model probit
$V(Y_i)$	- Varians bagi pembolehubah bersandar ke $i$
$V(\varepsilon_i)$	- Varians bagi ralat rawak ke $i$
$W_i$	- Pemberat dalam kaedah penganggaran kuasa dua terkecil berpemberat
$W_1$	- Pemberat pertama dalam kaedah penganggaran kuasa dua terkecil berpemberat iaitu $\frac{1}{\sqrt{p_i(1 - p_i)}}$
$W_2$	- Pemberat kedua dalam kaedah penganggaran kuasa dua terkecil berpemberat iaitu $\frac{1}{p_i(1 - p_i)}$
$X$	- Pembolehubah tak bersandar atau bebas
$X$	- Matriks bagi pembolehubah tak bersandar
$\chi^2$	- Statistik ujian khi kuasa dua
$\chi^2$	- Statistik <i>Pearson</i>
$Y$	- Pembolehubah bersandar
$Y$	- Matriks bagi pembolehubah bersandar
$Y_i$	- Nilai pembolehubah bersandar yang diceraap ke $i$
$\hat{Y}_i$	- Penganggar pembolehubah bersandar atau nilai ramalan bagi $P(Y_i=1)$ bagi cerapan ke $i$

$Z_i$	- Ringkasan bagi $\beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots \beta_k X_{ik}$ atau $\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}$
$Z^2$	- Ujian statistik <i>Wald</i>
$\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial X_{ik}}$	- Pembezaan separa kebarangkalian mati pada cerapan ke $i$ terhadap pembolehubah bebas $X_{ik}$
$\frac{\delta \ln L(\theta, y)}{\delta \theta_j}$	- Pembezaan pertama fungsi $\ln$ kebolehjadian terhadap parameter $\theta$
$\frac{\delta^2 \ln L(\theta, y)}{\delta \theta_j \delta \theta_k}$	- Pembezaan kedua fungsi $\ln$ kebolehjadian terhadap parameter $\theta$
$\frac{\partial \ln L(Y   X, \beta)}{\partial \beta_j}$	- Pembezaan pertama fungsi $\ln$ kebolehjadian terhadap parameter $\beta_j$
$\left[ \frac{\partial^2 l}{\partial \beta_j \partial \beta_k} \right]$	- Pembezaan kedua fungsi $\ln$ kebolehjadian terhadap parameter $\beta_j$ atau dikenali sebagai ' <i>Information matrix</i> ' atau ' <i>Hessian matrix</i> '
$\left[ \frac{\partial^2 l}{\partial \beta_j \partial \beta_k} \right]_{\beta=\hat{\beta}^{(m-1)}}^{-1}$	- Songsangan bagi ' <i>Information matrix</i> ' atau songsangan bagi ' <i>Hessian matrix</i> '
$\int_0^{z_0} f(z) dz$	- Nilai kamiran bagi fungsi $f(z)$ terhadap $z$ dari nilai $z = 0$ hingga $z = z_0$
$\eta$	- Fungsi link
$\Phi$	- Fungsi kumulatif bagi taburan normal piawai
$\Phi^{-1}$	- Fungsi kumulatif songsangan bagi taburan normal piawai
$\mu$	- Min
$\sigma^2$	- Varians
$\sigma$	- Sisihan piawai
$\Sigma$	- Jumlah hasil tambah
$\Pi$	- Jumlah hasil darab
$\theta_j$	- Parameter ke $j$
$\hat{\theta}_j$	- Penganggar parameter ke $j$
$\gamma_{\min i}$	- Nilai eigen yang terkecil

- $\gamma_{maks}$  - Nilai eigen yang terbesar
- $V$  - Simbol bagi min (model probit)
- $\Sigma$  - Simbol bagi matriks varians-kovarians (model probit)
- $\pi$  - Simbol nombor tak nisbah yang bernilai 3.141592654...
- $\Omega$  - Ruang parameter bagi  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$  yang tidak diketahui
- $m_i$  - Nilai momen pertama ke  $i$
- $m_i$  - Nilai momen kedua ke  $i$

## **BAB I**

### **PENGENALAN**

#### **1.1 Pendahuluan**

Dalam abad yang ke dua puluh satu ini, ilmu statistik memainkan peranan yang sangat penting di dalam pembangunan analisis data dan salah satu cabang yang penting ialah pemodelan regresi. Pemodelan regresi merupakan suatu ungkapan bermatematik yang dapat mengaitkan hubungan di antara pembolehubah bersandar dengan pembolehubah-pembolehubah tak bersandar di dalam sesuatu kajian yang dijalankan. Dengan pemodelan regresi ini kita akan mendapat satu bentuk taburan am bagi data-data yang terlibat di dalam sesuatu kajian.

Analisis kebersandaran di antara pembolehubah-pembolehubah tak bersandar, ujian ralat, analisis data terpencil dan berpengaruh, ujian kebagusan penyuaian serta peratus ketetapan peramalan bagi sesuatu model adalah di antara prosedur yang harus dilaksanakan. Di dalam kehidupan seharian juga, terdapat banyak kajian yang dilakukan yang mana pembolehubah bersandar dan tak bersandar akan bersifat sama ada kuantitatif, kualitatif atau kedua-duanya sekali. Model kebarangkalian linear berpemberat, model logit dan model probit adalah model-model yang dapat menangani pembolehubah-pembolehubah yang bersifat kuantitatif dan kualitatif.

## 1.2 Latar Belakang Kajian

Kaedah kuasa dua terkecil telah diperkenalkan pada tahun 1975. Seterusnya, kajian mengenai model regresi telah diperkembangkan dengan meluas terutamanya pada tahun 1990-an bagi menangani data-data yang berbentuk kuantitatif selanjut. Pada tahun 1927, model kebarangkalian taburan normal ditemui yang mana ia membuka jalan kepada perkembangan kajian model regresi linear. Kaedah penganggaran kuasa dua terkecil biasa bagi model regresi linear berganda diperkenalkan pada tahun 1949. Bagaimanapun pada tahun tersebut, model regresi linear berganda berpemberat ditemui bagi menyelesaikan masalah data-data yang berbentuk binari dan kategori yang mana varians ralat yang diperolehi adalah tidak tetap atau heteroskedastik.

Model logit pula diperkenalkan pada tahun 1944. Model tersebut digunakan terhadap data pembolehubah bersandar yang berjenis binari dan kategori. Seterusnya, pada tahun 1970-an, model logit diperkembangkan dengan lebih terperinci dan telah melibatkan pembolehubah interaksi pada tahun 1994. Bagi model probit pula, ia diperkenalkan pada tahun 1934 yang mana kajian pada masa tersebut melibatkan data-data biologi. Model probit yang diperolehi adalah model yang dibina hasil daripada sedikit pengubahsuaian yang dilakukan terhadap model kebarangkalian taburan normal. Walaubagaimanapun kini, model probit tidaklah menjadi sepopular model logit.

## 1.3 Skop Kajian

Kajian tesis ini melibatkan pembolehubah bersandar kualitatif yang binari sahaja dan pembolehubah tak bersandar yang kuantitatif selanjut dan kualitatif (sama ada binari atau kategori). Pemodelan yang terlibat ialah model kebarangkalian linear berpemberat (model regresi linear berganda berpemberat), model logit dan model probit. Seterusnya penafsiran bagi parameter yang bererti, pengukuran pepadanan, peratus ketepatan ramalan, diagnosis multikolineariti, diagnosis data terpencil dan berpengaruh dilakukan. Perbandingan di antara ketiga-tiga model akan mencapai

satu kesimpulan yang mana hanya satu model yang terbaik akan diketengahkan sebagai model yang terbaik. Satu kajian kes dilakukan untuk memperkukuhkan kajian tentang ketiga-tiga model yang telah dinyatakan serta mendalami masalah yang mungkin timbul dalam mengendali model secara praktikal.

#### **1.4 Objektif Kajian**

Antara objektif kajian adalah seperti berikut:

- i) mengkaji dan membandingkan model kebarangkalian linear berpemberat, model logit dan model probit dari segi teori;
- ii) mengesahkan parameter yang dianggar menggunakan kaedah penganggaran kuasa dua terkecil berpemberat dan kaedah penganggaran kebolehjadian maksimum dengan membandingkan output bagi aturcara Matlab yang dibina dengan output data menggunakan perisian SPSS;
- iii) menentukan kaedah yang lebih sesuai digunakan di antara kaedah penganggaran kuasa dua terkecil berpemberat dan kaedah penganggaran kebolehjadian maksimum bila melibatkan saiz sampel yang besar; dan
- iv) menentukan model yang terbaik daripada ketiga-tiga model menggunakan satu kajian kes yang mana model terbaik tersebut boleh digunakan sebagai peramalan bagi kebarangkalian kematian seseorang pesakit pada masa-masa akan datang.

#### **1.5 Kepentingan Kajian**

Dalam kajian analisis regresi, banyak data harian yang diperolehi melibatkan pembolehubah bersandar kualitatif binari seperti keputusan lulus atau gagal, jawapan ya atau tidak dan sebagainya. Jadi pembolehubah ini perlu dikodkan kepada 0 atau 1. Jika data ini dimodelkan dengan model regresi biasa, anggaran parameter yang didapati adalah kurang sesuai kerana tidak mematuhi andaian bagi nilai reja. Ini

disebabkan oleh varians reja yang tidak tetap (heteroskedastik). Jadi kajian menggunakan model kualitatif adalah perlu supaya anggaran parameter yang didapati adalah menghampiri keadaan sebenar kerana mematuhi andaian bagi nilai reja (Aldrich dan Nelson, 1985).

Bagaimanapun Aldrich dan Nelson (1985) dan Dobson (1991) menyatakan analisis data perlu dilakukan menggunakan regresi, model logit dan model probit bagi mencari model yang terbaik bila pembolehubah bersandar berjenis binari, kategori atau selanjar. Ditambah lagi pemodelan logit, probit dan kebarangkalian linear merupakan pemodelan yang agak popular dewasa ini. Pengolahan yang berbeza terhadap data memungkinkan hasil keputusan yang berbeza. Perbandingan terhadap ketiga-tiga model yang diperolehi perlu dijalankan yang mana peratus ketepatan ramalan yang tertinggi dipilih sebagai model yang terbaik.

Bila kajian yang dijalankan melibatkan data yang besar. Aldrich dan Nelson (1985) membuat andaian bahawa kaedah penganggaran kebolehjadian maksimum akan menghasilkan kesimpulan yang lebih baik berbanding dengan kaedah penganggaran kuasa dua terkecil berpemberat. Finney (1971) juga menyatakan bahawa penganggar kebolehjadian maksimum adalah lebih efisien bila melibatkan sampel besar. Jadi di dalam kajian tesis ini yang melibatkan bilangan data yang besar, perbandingan di antara kaedah penganggaran kebolehjadian maksimum dan kaedah penganggaran kuasa dua terkecil berpemberat dijalankan untuk mengenalpasti kaedah mana yang lebih sesuai.



## **BAB II**

### **KAJIAN MODEL-MODEL BINARI**

#### **2.1 Pengenalan**

Dalam kajian ini, pemodelan yang digunakan ialah model kebarangkalian linear, model probit dan model logit. Dua pembolehubah digunakan iaitu pembolehubah bersandar berjenis binari dan pembolehubah tidak bersandar adalah berjenis binari, kategori, diskrit dan selang.

Setiap model dikaji bagi kaedah penganggaran, andaian-andaian model, taburan kebarangkalian, andaian ralat, diagnosis multikolineariti, kaedah pemilihan pembolehubah  $X$ , pengujian hipotesis bagi setiap parameter model, kebagusan penyuaian, peratusan ketepatan peramalan, tafsiran terhadap parameter yang dianggarkan, serta diagnosis data terpencil dan data berpengaruh.

## 2.2 Model Kebarangkalian Linear

### 2.2.1 Penganggaran Model Kebarangkalian Linear

Dua pemodelan digunakan bagi penganggaran model kebarangkalian linear iaitu model regresi linear berganda biasa dan model regresi linear berganda pemberat.

#### 2.2.1.1 Model Regresi Linear Berganda Biasa

Langkah pertama dengan menggunakan kaedah penganggaran kuasa dua terkecil biasa bagi mendapatkan nilai-nilai pemalar  $\beta_j$ . Menurut Lewis Beck (1980) dan Gauss Markov (1984) sebelum anggaran dibuat, model regresi mestilah memenuhi semua andaian-andaian klasik berikut;

- (i) Ralat rawak,  $\varepsilon_i$  tidak bersandar dengan pembolehubah tak bersandar,  $X_{ij}$  ( $j = 1, 2, \dots, k$ ).
- (ii) Ralat rawak,  $\varepsilon_i$  mempunyai min sifar atau  $E(\varepsilon_i) = 0$  (untuk setiap  $i$ )
- (iii) Ralat rawak,  $\varepsilon_i$  mempunyai varians malar (homoskedastik) dan tidak berkorelasi, iaitu;

$$V(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = \begin{cases} 0 & ; i=j \\ \sigma^2 & ; i \neq j \end{cases}$$

- (iv) Ralat rawak,  $\varepsilon_i$  tertabur secara normal iaitu  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ .

Model regresi linear berganda boleh diungkap sebagai;

$$\begin{aligned} Y_i &= \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i \\ &= \beta_0 + \sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Oleh sebab  $Y_i$  hanya mengambil dua nilai iaitu 0 dan 1, jadi  $\varepsilon_i$  diandaikan hanya mengambil dua nilai sahaja untuk sebarang nilai  $X_{ij}$  iaitu

$$\varepsilon_i = \begin{cases} 1 - \sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij} & \text{bila } Y_i = 1 \\ - \sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij} & \text{bila } Y_i = 0 \end{cases}$$

Didapati bahawa kaedah penganggaran kuasa dua terkecil yang menggunakan pembolehubah bersandar yang binari tidak sesuai digunakan. Namun, sedikit pengubahsuaian dalam kaedah penganggaran kuasa dua terkecil biasa boleh dilakukan untuk mendapat penganggaran yang lebih tepat seperti kaedah berpemberat (Aldrich dan Nelson, 1985).

#### 2.2.1.2 Model Regresi Linear Berganda Berpemberat

Dua langkah pengiraan bagi penganggar pemberat dicadangkan oleh Goldberger (1964) untuk mengatasi masalah heteroskedastik dalam model kebarangkalian linear ialah;

- (i) Mendapatkan nilai anggaran  $\hat{\beta}_j$  yang saksama dengan menggunakan kaedah kuasa dua terkecil biasa. Seterusnya binakan satu set pemberat bagi setiap pemerhatian ke  $i$ , iaitu,

$$W_i = \left[ 1 / \left( \sum_{j=0}^k \hat{\beta}_j X_{ij} \right) \left( 1 - \sum_{j=0}^k \hat{\beta}_j X_{ij} \right) \right]^{1/2}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{\left( \sum_{j=0}^k \hat{\beta}_j X_{ij} \right) \left( 1 - \sum_{j=0}^k \hat{\beta}_j X_{ij} \right)}}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{p_i(1-p_i)}} \quad (2.1)$$

- (ii) Kedua-dua belah persamaan (2.1) didarabkan dengan  $W_i$ . Maka, persamaan baru terhasil iaitu,

$$\hat{Y}_i = W_i Y_i = \sum_{j=0}^k W_i \beta_j X_{ij} + W_i \varepsilon_i \quad (2.2)$$

$W_i \varepsilon_i$  mempunyai varians malar untuk semua nilai  $X_{ij}$  (Goldberger, 1964). Jadi regresi dengan kaedah kuasa dua terkecil persamaan (2.2) akan menghasilkan penganggar baru,  $\hat{\beta}_j$  yang saksama dan mempunyai varians sampel yang terkecil. Ralat piawai bagi set penganggar yang kedua,  $\hat{\beta}_j$  akan digunakan dalam ujian hipotesis serta ujian-ujian yang berkaitan. Walaupun  $\varepsilon_i$  mempunyai dua nilai dan tidak tertabur secara normal, tetapi bagi sampel besar,  $\hat{\beta}_j$  dianggarkan menghampiri taburan normal. Jadi pengujian hipotesis dan pengujian lain boleh digunakan seperti biasa (Aldrich & Nelson, 1985).

Jika wujud ralat persempelan dalam penganggaran kuasa dua terkecil biasa, anggaran bagi  $\hat{\beta}_j$  mungkin menghasilkan  $\sum \beta_j X_{ij}$  di bawah 0 atau melebihi 1 iaitu menyimpang daripada nilai data sebenar ( $Y_i$ ). Maka, model kebarangkalian linear yang diperkenalkan oleh Goldberger (1964) tidak boleh digunakan. Langkah penyelesaian ialah dengan menganggar nilai  $\sum \beta_j X_{ij}$  berdekatan dengan 0 atau 1 iaitu contohnya 0.001 atau 0.999. Sekiranya banyak nilai  $\sum \beta_j X_{ij}$  berada di luar selang 0 dan 1, kita perlu mengkaji semula sama ada model kebarangkalian linear sesuai digunakan atau tidak (Aldrich dan Nelson, 1985).

Aldrich dan Nelson (1985) juga mencadangkan bahawa persamaan pemberat (2.1) boleh diubahsuai lagi. Contohnya kuasa  $\frac{1}{2}$  yang terdapat di dalam persamaan (2.1) ditukar menjadi kuasa 1 iaitu,

$$\begin{aligned} W_i &= \left[ 1 / \left( \sum_{j=0}^k \hat{\beta}_j X_{ij} \right) \left( 1 - \sum_{j=0}^k \hat{\beta}_j X_{ij} \right) \right]^1 \\ &= \frac{1}{p_i(1-p_i)} \end{aligned} \quad (2.3)$$

Dalam kajian ini, kedua-dua persamaan pemberat (2.1) dan (2.3) digunapakai di dalam analisis data bagi mendapatkan model regresi linear berganda berpemberat.

Jika model kebarangkalian linear menggunakan kaedah kebolehjadian maksimum, nilai fungsi terbitan peringkat pertama dan kedua bagi  $\ln$  kebolehjadian tidak wujud. Jadi persamaan lelaran Newton-Raphson tidak boleh digunakan. Oleh itu, model kebarangkalian linear tidak boleh menggunakan kaedah penganggaran kebolehjadian maksimum.

### 2.2.2 Diagnosis Multikolineariti

Multikolineariti ialah saling bersandaran secara linear di antara pembolehubah-pembolehubah tak bersandar,  $X_j$ . Katakan suatu set pemalar  $t_1, t_2, \dots, t_p$  tidak semuanya sifar. Multikolineariti wujud jika ;

$$\sum_{j=1}^p t_j x_j = 0$$

Ia terjadi berlaku disebabkan oleh kaedah pengumpulan data, kekangan di dalam model  $X_j$  yang lain. Kewujudan multikolineariti akan mempengaruhi kaedah kuasa dua kecil yang dianggar. Ini menyebabkan ketepatan anggaran model akan berkurangan. Bagi

mengatasi masalah ini beberapa yang digunakan ialah matrik parameter korelasi, faktor tambahan varians, nilai eigen dan indeks bersyarat serta kadar huraian varians.

### 2.2.2.1 Matrik Parameter Korelasi

Ia sebagai petunjuk kepada kesuaian model. Nilai kolerasi ini menggambarkan darjah ketidakortogonan (kebersandaran) di antara parameter-parameter yang menghubungkan pembolehubah tak bersandar. Nilai yang tinggi tidak sesuai untuk pengukuran.

Walaupun  $r = 0.88$  adalah kolerasi yang tinggi tetapi ia tidak cukup untuk mengatakan bahawa parameter model yang dianggar adalah kurang baik (Draper dan Smith, 1981). Khususnya, nilai korelasi yang melebihi 0.99 boleh dikatakan bahawa parameter model yang dianggar itu kurang baik kerana wujudnya multikolineariti (Neter et al., 1983).

### 2.2.2.2 Faktor Tambahn Varians (*VIF*)

Ia merupakan ujian statistik untuk mengesan mengesan kolineariti di antara pembolehubah-pembolehubah tak bersandar. Marquart (1970) telah memperkenalkan *VIF* sebagai,

$$VIF = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

$R_j^2$  = pekali penentuan apabila  $X_j$  diregresikan kepada  $p-1$  pembolehubah tak bersandar yang lain yang telah ditetapkan nilainya.

Jika nilai  $R_j^2$  tinggi, nilai  $VIF$  juga tinggi, maka  $X_j$  adalah menghampiri kolineariti. Kolineariti wujud di antara pembolehubah-pembolehubah tak bersandar jika nilai  $VIF$  melebihi 10 (Neter et al., 1983; Weisberg, 1985).

#### 2.2.2.3 Nilai Eigen Dan Indeks Bersyarat

Sistem eigen (nilai dan vektor) bagi  $X^T X$  berfungsi sebagai pengukuran multikolineariti di dalam model. Kolineariti mungkin wujud jika satu nilai eigen adalah kecil jika dibandingkan dengan nilai eigen yang lain. Nilai indeks bersyarat dinyatakan sebagai,

$$k = \frac{\gamma_{maks}}{\gamma_{min}}$$

dengan  $\gamma_{maks}$  adalah nilai eigen yang terbesar dan  $\gamma_{min}$  adalah nilai eigen terkecil.

Amnya, jika nilai indeks bersyarat kurang daripada 100, multikolineariti tidak serius. Jika nilai indeks bersyarat diantara 100 dengan 1000, menandakan wujud multikolineariti. Jika nilai indeks bersyarat melebihi 1000, menandakan wujud multikolineariti yang serius (Montgomery dan Peck, 1992).

#### 2.2.2.4 Kadar Huraian Varians

Ia mempunyai yang tinggi jika melebihi 0.99. Multikolineariti wujud jika dua atau lebih nilai kadar huraian varians melebihi 0.99. Jika nilai eigen kecil, nilai indeks bersyarat melebihi 100 dan terdapat 2 atau lebih nilai kadar huraian varians melebihi 0.99, maka boleh dikatakan bahawa wujudnya kolineariti atau pembolehubah-pembolehubah tak bersandar adalah saling bersandaran (Belsley et al., 1980).

### 2.2.3 Pemilihan Pembolehubah

Ia dilakukan untuk menghasilkan peratusan ketepatan ramalan yang tertinggi daripada pembolehubah tak bersandar yang paling berpengaruh dan bereerti menerusi kaedah langkah demi langkah ke hadapan, langkah demi langkah penghapusan dari belakang (Norusis, 1993) dan kaedah manual.

#### 2.2.3.1 Kaedah Langkah Demi Langkah ke Hadapan

1. Hanya pekali  $\beta_0$  berada dalam model.
2. Masukkan satu pembolehubah  $X$  dengan nilai  $R$  tertinggi.
3. Analisis varians dan ujian  $t$  digunakan untuk menguji hipotesis  $H_0$  yang menyatakan semua parameter  $\beta_k = 0$  kecuali  $\beta_0$ . Selagi  $H_0$  ditolak, satu demi satu pembolehubah  $X_k$  dimasukkan ke dalam model dan diuji.
4. Langkah dihentikan jika  $H_0$  diterima. Semua pembolehubah  $X_k$  yang bererti sebelum  $X_k$  yang terakhir dimasukkan akan dipaparkan dan dipilih sebagai pembolehubah model yang terbaik. Setiap pembolehubah  $X_k$  ini bererti pada aras keertian 5%.

#### 2.2.3.2 Kaedah Langkah Demi Langkah Penghapusan dari Belakang

1. Semua pembolehubah  $X_k$  dimasukkan ke dalam model.
2. Satu pembolehubah  $X_k$  dengan nilai  $F$  terkecil dibuang.
3. Langkah diteruskan sehingga pemilihan terakhir. Pembolehubah  $X_k$  yang dipilih dengan kaedah ini bererti pada aras keertian 10%.



### 2.2.3.3 Kaedah Manual

1. Pembolehubah  $X_k$  yang dipilih dengan peratus ketepatan ramalan yang tertinggi.
2. Statistik ujian  $t$  digunakan untuk menguji hipotesis  $H_0$  yang menyatakan semua pekali  $\beta_k = 0$  kecuali  $\beta_0$ .
3. Pembolehubah kedua  $X_k$  dimasukkan yang mana ia mempunyai peratus ketepatan ramalan yang kedua tinggi.
4. Peratus ketepatan ramalan model dikira lagi sekali. Begitu juga dengan statistik ujian  $t$  yang mana ia diuji lagi.
5. Proses ini diteruskan sehingga mendapat peratus ketepatan ramalan model yang tertinggi dengan bilangan pembolehubah  $X_k$  yang paling minimum dan setiap pembolehubah  $X_k$  ini bererti pada aras keertian 5%.

### 2.2.4 Ujian Reja

Kaedah kuasa dua terkecil berpemberat juga memerlukan andaian bahawa nilai reja tertabur secara normal iaitu  $e_i \sim N(0, \sigma^2)$ . Ujian kenormalan yang boleh dilakukan ialah plot kenormalan, analisis reja dan plot dahan dan daun.

### 2.2.5 Pengujian Hipotesis

$\hat{\beta}_j$  yang diperolehi melalui kaedah kuasa dua terkecil berpemberat dilakukan pengujian hipotesis menggunakan ujian  $t$  dengan hipotesis pernyataan;

$H_0: \beta_j = 0$  (Pembolehubah  $X_j$  tidak memberi kesan terhadap pembolehubah  $Y_i$ )

$H_1: \beta_j \neq 0$  (Pembolehubah  $X_j$  memberi kesan terhadap pembolehubah  $Y_i$ )

Pengujian hipotesis ini melibatkan ujian atau ujian F bagi pendekatan ANOVA.

### 2.2.6 Nilai Pekali Penentuan ( $R^2$ )

Ia digunakan dalam pengukuran kebagusan penyuaian kerana mempunyai penafsiran yang menarik iaitu iaitu pembolehubah bersandar( $Y$ ) dapat diterangkan oleh pembolehubah-pembolehubah tak bersandar( $X_j$ ) sebanyak nilai  $R^2$  % (Aldrich & Nelson, 1985).

Nilai  $R^2$  boleh dinyatakan seperti berikut,

$$R^2 = \frac{SSR}{SSTO} = \frac{SSR}{SSR + SSE}$$

Ia terletak di antara 0 dan 1. Namun, nilai yang tinggi tidak semestinya menggambarkan model itu baik.

Nilai pekali penentuan yang disuai,  $\bar{R}^2$  boleh dinyatakan seperti berikut,

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{MSE}{MSTO}$$

Ia terletak di antara -1 dan 1. Sesuatu model regresi dikatakan baik jika nilai  $\bar{R}^2$  mempunyai nilai yang tinggi dan beza di antara nilai  $\bar{R}^2$  dan  $R^2$  adalah kecil (Draper dan Smith, 1981; Montgomery dan Peck, 1992). Nilai  $\bar{R}^2$  akan bernilai negatif sekiranya wujud data terpencil.

### 2.2.7 Peratus Ketepatan Peramalan

Sesuai data dikira tepat sekiranya  $P(Y_i=1)$  lebih besar atau sama dengan 0.5 dengan nilai data sebenar  $Y_i=1$  (Weisberg, 1978). Begitu juga sebaliknya jika  $P(Y_i=1)$  lebih kecil daripada 0.5 dengan nilai data sebenar  $Y_i=0$ . Data itu dikatakan tidak tepat bila  $P(Y_i=1)$  lebih besar atau sama dengan 0.5 dengan nilai data sebenar  $Y_i=0$  ataupun bila  $P(Y_i=1)$  lebih kecil daripada 0.5 dengan nilai data sebenar  $Y_i=1$ . Peratus ketepatan peramalan akan diperolehi dengan menggunakan rumus berikut;

$$\text{Peratus ketepatan ramalan} = \frac{\text{bil. data yang tepat}}{\text{bilangan data}} \times 100 \quad (2.4)$$

Umumnya, tiada garis panduan yang khusus untuk menentukan peratus ketepatan peramalan sesuatu model. Nilai pengukuran Weisberg ini memberi panduan bagi kemunasabahan pengiraan di dalam peratus ketepatan peramalan sesuatu model dengan menggunakan perisian SPSS dalam analisis regresi logistik.

### 2.2.8 Tafsiran Bagi Parameter Yang Dianggar

Liao (1994) telah mengenalpasti 5 cara untuk menafsir parameter yang dianggar menerusi kaedah;

- (i) Tafsiran bagi tanda parameter yang dianggar dan keertian statistiknya
- (ii) Nilai ramalan fungsi link ( $\eta_i$ ) atau penjelmaan  $\eta_i$
- (iii) Kesan marginal satu pembolehubah tak bersandar ( $X_j$ ) terhadap  $\eta_i$  atau penjelmaan  $\eta_i$
- (iv) Nilai ramalan bagi kebarangkalian
- (v) Kesan marginal satu pembolehubah tak bersandar ( $X_j$ ) terhadap kebarangkalian sesuatu peristiwa

### 2.2.8.1 Tafsiran Bagi Tanda Parameter Yang Dianggap Dan Keertian Statistiknya

Hanya parameter yang dianggap bererti sahaja boleh ditafsirkan. Jika positif, ia menunjukkan kebolehjadian pembolehubah bersandar( $Y$ ) bagi sesuatu peristiwa meningkat dengan perubahan pembolehubah tak bersandar( $X$ ). Sekiranya negatif, ia menunjukkan kebolehjadian pembolehubah bersandar( $Y$ ) bagi sesuatu peristiwa menurun dengan perubahan pembolehubah tak bersandar( $X$ ). Sekiranya sesuatu ujian statistik tidak bererti pada aras keertian  $\alpha$  yang tertentu, maka kesan pembolehubah tak bersandar( $X$ ) terhadap pembolehubah bersandar( $Y$ ) adalah tidak bererti atau tiada kesan pada aras keertian  $\alpha$  yang diberi.

### 2.2.8.2 Nilai Ramalan Fungsi Link ( $\eta_i$ ) Atau Penjelmaan $\eta_i$

Nilai fungsi link ( $\eta_i$ ) bagi model kebarangkalian linear dapat diramal jika satu set pembolehubah tak bersandar diberi melalui hubungan  $\eta_i = p_i = \sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}$ .

### 2.2.9 Diagnosis Data Terpencil Dan Data Berpengaruh

Menggunakan sukatan seperti;

- (i) reja terpiawai *Pearson*.
- (ii) reja terlaras
- (iii) reja terhapus *studentized*.
- (iv) nilai matriks *leverage hat* (**H**).
- (v) *COVRATIO*
- (vi) *DFFIT*
- (vii) *DfBeta*.
- (viii) jarak *cook*

### 2.2.9.1 Reja Terpiawai Pearson

Digunakan untuk mengenalpasti cerapan  $Y$  yang terpencil dan dinyatakan sebagai,

$$Z_i = \frac{Y_i - p_i}{\sqrt{p_i(1 - p_i)}} \quad \text{dengan} \quad Y_i \text{ ialah data asal ke } i$$

$p_i$  ialah  $P(Y_i = 1) = \hat{Y}_i$

Jika sampel saiz besar, reja terpiawai *Pearson* akan menghampiri taburan normal piawai dengan min 0 dan varians 1. Ia harus diplotkan terhadap pembolehubah- pembolehubah tak bersandar ( $X_j$ ) (Agresti, 1996; Norusis, 1993). Model yang memadai menghasilkan graf yang tidak mempunyai bentuk yang jelas (Dobson, 1991).

### 2.2.9.2 Reja Terlaras

Digunakan untuk mengenalpasti cerapan  $Y$  yang terpencil dan dinyatakan sebagai,

$$e_i = \frac{Y_i - p_i}{\sqrt{p_i(1 - p_i)(1 - h_{ii})}} \quad \text{dengan} \quad Y_i \text{ ialah data asal ke } i,$$

$p_i$  ialah  $P(Y_i = 1) = \hat{Y}_i$  dan

$h_{ii}$  ialah nilai *leverage* ke  $i$

Jika nilai modulus reja terlaras melebihi 3, maka wujud cerapan  $Y$  yang terpencil dan model adalah kurang disukai (Agresti, 1996).

### 2.2.9.3 Reja Terhapus Studentized

Digunakan untuk mengenalpasti cerapan  $Y$  yang terpencil dan dinyatakan sebagai,

$$t_i = \frac{e(i)}{[s^2(i)(1 - h_{ii})]^{1/2}}$$

$e(i)$  ialah reja ke  $i$ ,  
 dengan  $s^2$  ialah min kuasa dua ralat dengan cerapan ke  $i$  yang disingkir dan  
 $h_{ii}$  ialah nilai *leverage* ke  $i$

Sesuat cerapan  $Y$  boleh dikatakan terpencil jika nilai reja terhapus *studentized* melebihi nilai  $t$  (0.05;  $n-p-1$ ) pada aras keyakinan 5 % (Neter et al., 1983).

#### 2.2.9.4 Matriks *Leverage Hat* ( $H$ )

Digunakan untuk mengenal pasti cerapan  $X$  yang terpencil dan dinyatakan sebagai,

$$H = X^T (X^T X)^{-1} X$$

dengan  $X$  ialah matriks bagi pembolehubah-pembolehubah tak bersandar  
 $X^T$  ialah transposisi bagi matriks  $X$ .

Sesuat cerapan boleh dikatakan terpencil jika nilai  $h_{ii} > 2p/n$  dengan  $p$  adalah bilangan pembolehubah tak bersandar dan  $n$  adalah bilangan cerapan data (Neter et al., 1983).

#### 2.2.9.5 *COVRATIO*

Merupakan kadar bagi pekali penentuan matriks kovarians yang dianggar berdasarkan di dalam set data atau kadar bagi pekali varians yang dianggar di antara cerapan ke  $i$  ( $n$  cerapan) dengan tanpa cerapan ke  $i$  ( $n-1$  cerapan) dan mengukur kesan

cerapan ke  $i$  terhadap keberkesanan pekali penganggaran atau ketepatan. *COVRATIO* dinyatakan sebagai,

$$COVRATIO(i) = \left[ \frac{s^2(i)}{MSE} \right]^p \left[ \frac{1}{1 - h_{ii}} \right]$$

dengan  $MSE$  ialah anggaran varians bagi ralat

$s^2$  ialah min kuasa dua ralat dengan cerapan ke  $i$  yang disingkir

$h_{ii}$  ialah nilai *leverage* ke  $i$

Data terpencil atau berpengaruh mungkin wujud jika nilai *COVRATIO* berada di luar daripada julat  $1 \pm 3p/n$  (Belsley et al., 1980).

#### 2.2.9.6 DFFITS

Digunakan untuk mengenalpasti data berpengaruh dengan mengukur pengaruh ke  $i$  ke atas nilai yang disuai. Nilai *DFFITS* ke  $i$  adalah,

$$DFFITS(i) = \left[ \frac{1}{1 - h_{ii}} \right]^{1/2} t_i \quad \text{dengan} \quad \begin{array}{l} t_i \text{ ialah reja terhapus studentized} \\ h_{ii} \text{ ialah nilai leverage ke } i \end{array}$$

Bagi Bagi data yang bersaiz kecil atau sederhana,  $|DFFITS| > 1$  menunjukkan data berpengaruh wujud. Bagi data yang bersaiz besar, nilai  $|DFFITS| > 2\sqrt{p/n}$  menunjukkan wujudnya data berpengaruh (Neter et al., 1983).

#### 2.2.9.7 DfBeta

Digunakan untuk mengenalpasti data berpengaruh iaitu ia mengukur perubahan dalam pekali parameter bila sesuatu kes atau data dihapuskan dari model. Perubahan pekali ke  $i$  bila kes  $i$  dibuang ialah,

$$DfBeta(i) = B_1 - B_1^{(i)}$$
 dengan  $B_1$  ialah nilai pekali bila semua kes/data  
 dipertimbangkan  
 $B_1^{(i)}$  ialah nilai pekali apabila kes atau data ke  $i$  tidak  
 disertakan di dalam model

Bagi data yang bersaiz kecil dan sederhana,  $|DfBeta| > 1$  menunjukkan data  
 berpengaruh wujud. Bagi data yang bersaiz besar, nilai  $|DfBeta| > 2/\sqrt{n}$  menunjukkan  
 data berpengaruh wujud (Neter et al., 1983).

#### 2.2.9.8 Jarak Cook

Digunakan untuk mengenalpasti data berpengaruh iaitu ukuran keseluruhan yang  
 bergabung bagi kes  $i$  ke atas anggaran pekali regresi. Ia boleh dinyatakan sebagai,

$$D_i = \frac{t_i^2(h_{ii})}{p(1 - h_{ii})}$$

$t_i$  ialah reja terhapus studentized ke  $i$   
 dengan  $h_{ii}$  ialah nilai *leverage* ke  $i$  dan  
 $p$  ialah bilangan pembolehubah  $X_j$ .

Nilai  $D_i$  dibandingkan dengan persentil bagi taburan  $F(1-\alpha; n-p)$ . Jika nilai  
 persentil lebih kecil daripada nilai  $D_i$  sebanyak 10% atau 20%, bermakna tidak wujud  
 data berpengaruh. Jika nilainya menghampiri 50% atau lebih, bermakna wujud data  
 berpengaruh (Neter et al., 1983).



## 2.3 Model Logit

### 2.3.1 Penganggaran Model Logit

Dalam pemodelan logit, parameter  $\beta_j$  dianggar menggunakan kaedah penganggar kebolehjadian (*likelihood*) maksimum yang mana fungsi kebolehjadian adalah berada pada nilai maksimum. Oleh kerana pemodelan logit adalah tidak linear, maka algoritma berulang (kaedah lelaran) diperlukan untuk menganggar parameter dalam model. Di samping itu varians bagi  $Y_i$  iaitu  $p_i(1 - p_i)$  adalah tidak malar iaitu bergantung pada nilai  $p_i$  dan  $p_i$  pula bergantung pada nilai  $X_{ij}$ . Disebabkan varians yang tidak malar ini, penganggar kebolehjadian maksimum akan menghasilkan sisihan piawai yang lebih kecil berbanding dengan penganggar kuasa dua terkecil (Agresti, 1996).

Analisis fungsi pembezaalayan juga boleh digunakan untuk menganggar parameter dalam model logit tetapi ia memerlukan andaian bahawa pembolehubah tak bersandar,  $X_j$  tertabur secara normal iaitu pembolehubah  $X_j$  adalah selanjar. Sekiranya pembolehubah  $X_j$  terdiri dari pembolehubah binari atau kategori (ordinal), penganggar fungsi pembezaalayan akan menghasilkan penganggar yang tak saksama atau pincang iaitu anggaran nisbah peluang (*odds*) yang terlalu tinggi. Sebaliknya, penganggar kebolehjadian maksimum tidak memerlukan sebarang sekatan terhadap pembolehubah tak bersandar iaitu ianya boleh terdiri daripada binari, ordinal, selanjar atau diskrit. Maka penganggar kebolehjadian maksimum lebih digemari daripada penganggar fungsi pembezaalayan di dalam menganggar parameter model logistik (Kleinbaum, 1994).

Lewis-Beck (1980) menyatakan bahawa sebelum anggaran parameter dibuat, model logit mesti memenuhi semua andaian berikut, iaitu;

- (i).  $Y_i \in \{0,1\}$  ;  $i = 1, 2, \dots, n$

$$(ii). P(Y_i = 1 | X_i) = \frac{e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}}{1 + e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}}$$

(iii).  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  adalah tak bersandar secara statistik.

(iv). Tidak wujudnya saling bersandaran atau tidak wujudnya multikolineariti di antara pembolehubah-pembolehubah  $X_j$  ;  $j = 1, 2, \dots, k$ .

Kataiah  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  adalah  $n$  pembolehubah rawak dengan fungsi ketumpatan kebarangkalian,  $f(Y_1, Y_2, \dots, Y_n; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$  atau diringkaskan sebagai  $f(y; \theta)$  yang mana  $y$  adalah pembolehubah rawak dan  $\theta$  tetap. Fungsi kebolehjadian  $L(\theta, y)$  adalah sama dengan  $f(y; \theta)$  secara algebra yang mana dalam  $L(\theta; y)$ ,  $y$  adalah tetap dan  $\theta$  adalah pembolehubah rawak sementara. Di dalam fungsi kebolehjadian  $L(\theta, y)$ ,  $\Omega$  ialah perwakilan bagi  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$  yang tidak diketahui dan perlu dianggarkan ( $\Omega$  ialah ruang parameter). Penganggar kebolehjadian maksimum bagi  $\theta$  ialah  $\hat{\theta}$  yang memaksimumkan fungsi kebolehjadian,  $L(\theta, y)$  iaitu,

$$L(\hat{\theta}; y) \geq L(\theta, y) \text{ bagi semua } \theta \text{ di dalam } \Omega$$

Memaksimumkan fungsi kebolehjadian,  $L(\theta, y)$  adalah sama caranya dengan memaksimumkan fungsi log kebolehjadian,  $\ln L(\theta, y)$  yang mana pengiraan  $\ln L(\theta, y)$  lebih mudah dikira. Penganggar  $\theta$  diperolehi dengan membezakan  $\ln L(\theta, y)$  terhadap  $\theta_j$  iaitu,

$$\frac{\partial \ln L(\theta, y)}{\partial \theta_j} = 0 \text{ untuk } j = 1, 2, \dots, p$$

Jadi terdapat  $p$  persamaan dengan  $p$  anu yang perlu diselesaikan secara serentak.

Seterusnya  $\ln L(\theta, y)$  dibezakan kali kedua iaitu  $\frac{\partial^2 \ln L(\theta, y)}{\partial \theta_j \partial \theta_k}$  dan apabila nilai tersebut iaitu,

$$\frac{\partial^2 \ln L(\theta, y)}{\partial \theta_j \partial \theta_k} < 0,$$

maka hanya ada satu penganggar  $\theta = \hat{\theta}$  yang merupakan satu nilai maksimum bagi  $\theta = \hat{\theta}$  (Dobson, 1991).

Bagi pembolehubah  $Y_i$  yang binari iaitu bernilai 0 dan 1, setiap pemerhatiannya dipertimbangkan sebagai suatu percubaan Bernoulli. Merujuk kepada andaian model logit  $P(Y_i = 1)$  boleh dinyatakan sebagai,

$$\hat{Y}_i = P(Y_i = 1 | X_i) = p_i = \frac{e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}}{1 + e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}} \quad (2.5)$$

Sementara  $P(Y_i = 0 | X_i) = 1 - p_i$ . Secara amnya,

$$P(Y_i | X_i) = p_i^{Y_i} (1 - p_i)^{1-Y_i}$$

Jika semua  $n$  pemerhatian  $Y_i$  tak bersandar, fungsi ketumpatan kebarangkalian atau  $P(Y | X)$  dinyatakan sebagai hasil produk  $n$  set kebarangkalian (Dobson, 1991) iaitu,

$$P(Y | X) = \prod_{i=1}^n p_i^{Y_i} (1 - p_i)^{1-Y_i}$$

Diketahui juga  $p_i$  dan  $P(Y | X)$  bergantung kepada  $k$  parameter bagi  $\beta$ . Fungsi kebolehjadian juga dinyatakan sebagai,  $L(Y | X, \beta) \equiv P(Y | X)$ . Dalam hal ini, kita perlu mencari nilai anggaran  $\beta$  yang menghasilkan nilai maksimum bagi fungsi kebolehjadian iaitu,

$$L(Y | X, \hat{\beta}) = \max_{\beta} L(Y | X, \beta)$$

Seterusnya tatacara bagi kaedah Newton-Raphson digunakan iaitu;

- (i) Mulakan dengan nilai  $m = 1$  dan dengan nilai  $b^{(0)} = 0$ , dapatkan nilai  $b^{(1)}$  dengan menggunakan persamaan (3.21).
- (ii) Terusakan dengan lelaran berikutnya iaitu bagi  $m = 2, 3, \dots$  dan dapatkan nilai  $b^{(m)}$  yang baru.
- (iii) Proses lelaran diteruskan hingga mendapat nilai  $b^{(m)} \approx b^{(m-1)}$ .

Proses lelaran akan terhenti bila nilai  $|b^{(m)} - b^{(m-1)}| < 0.1$  yang mana nilai  $b^{(m)}$  akan menumpu ke suatu nilai. Nilai anggaran bagi  $\beta_j$  bagi kaedah penganggar kebolehjadian maksimum bagi model logit ialah nilai  $b^{(m)}$  yang terakhir. Bagi sampel besar, kaedah kebolehjadian maksimum menghasilkan ciri-ciri penganggar yang saksama, cekap dan tertabur secara normal (Aldrich & Nelson, 1985).

### 2.3.2 Diagnosis Multikolineariti

Ia mempunyai beberapa ujian seperti yang diterangkan pada bahagian 2.2.2. Dalam model logit, diagnosis multikolineariti perlu dilakukan sekali lagi kerana data bagi model logit adalah data yang tidak menggunakan pemberat.

### 2.3.3 Pemilihan Pembolehubah

Bagi model logit, kaedah ini mempunyai prinsip yang sama pada bahagian 2.2.3. Cuma terdapat beberapa perbezaan di dalam ujian yang dijalankan. Pembolehubah  $X$  yang dipilih dan dimasukkan ke dalam model logit mempunyai nilai aras keertian yang paling kecil bagi ujian statistik *Skor*. Statistik nisbah kebolehjadian, ujian khi-kuasa dua dan statistik *Wald* pula digunakan untuk menguji hipotesis  $H_0$ .

### 2.3.4 Ujian Reja

Sebelum analisis-analisis statistik yang lain dijalankan, ujian reja perlu dilakukan bagi model logit. Rumus bagi ujian reja dinyatakan pada bahagian 2.2.4. Nilai reja bagi model logit tertabur secara taburan logistik piawai (Aldrich dan Nelson, 1985). Bagi plot

kebarangkalian logistik, jika graf didapati sebagai satu garis lurus, maka boleh disimpulkan bahawa data tertabur secara menghampiri taburan logistik.

### 2.3.5 Pengujian Hipotesis Satu Parameter $\beta_j$

Pengujian hipotesis bagi satu parameter  $\hat{\beta}_j$  yang dijalankan ialah statistik ujian  $t$  dan statistik *Wald*. Statistik ujian  $t$  terdapat pada bahagian 2.2.5. Bentuk hipotesis bagi statistik *Wald* adalah sama seperti bentuk hipotesis bagi statistik ujian  $t$ . Rumus statistik  $z = \hat{\beta}_j / s(\hat{\beta}_j)$  yang mana  $z$  tertabur secara taburan normal piawai. Rumus ini dikembangkan menjadi statistik *Wald*,  $z^2$  yang dinyatakan seperti,

$$z^2 = \left( \frac{\hat{\beta}_j}{s(\hat{\beta}_j)} \right)^2 \quad \text{dengan } s(\hat{\beta}_j) \text{ ialah ralat piawai bagi } \hat{\beta}_j.$$

Nilai statistik *Wald* ini dibandingkan dengan nilai titik genting dari jadual taburan khi-kuasa dua dengan aras keertian,  $\alpha$  yang ditetapkan dan darjah kebebasan 1.

### 2.3.6 Kebagusan/Kecukupan Penyuaian

Bagi menguji kebagusan penyuaian model logit, ujian statistik nisbah kebolehjadian, ujian khi kuasa dua dan pekali pseudo  $R^2$  akan digunakan.

### 2.3.6.1 Statistik Nisbah Kebolehjadian

Statistik nisbah kebolehjadian adalah ujian yang biasa digunakan di dalam penganggaran kebolehjadian maksimum. Formula bagi statistik nisbah kebolehjadian dinyatakan sebagai,

$$c = -2\log (L0/L1)$$

$$\text{atau } c = -2\log L0 - (-2\log L1) = 2\log L1 - 2\log L0$$

yang mana  $L0$  ialah nilai maksimum bagi fungsi kebolehjadian bagi model ringkas, sementara  $L1$  ialah nilai maksimum bagi fungsi kebolehjadian bagi model penuh. Pengujian hipotesis tersebut boleh dinyatakan sebagai;

$H_0$  : Semua parameter  $\beta_j = 0$  kecuali  $\beta_0 \neq 0$  (Model ringkas)

$H_1$  : Sekurang-kurangnya satu parameter  $\beta_j \neq 0$  (Model penuh)

Statistik ini tertabur secara khi-kuasa dua dengan darjah kebebasan bersamaan dengan perbezaan bilangan parameter di antara 2 model iaitu  $k-1$ . Statistik  $c$  yang dikira akan dibandingkan dengan nilai titik kritikal  $\chi^2_{k-1, \alpha}$ .

Pengujian hipotesis ini pada asasnya sama seperti pengujian hipotesis di dalam analisis varians (ujian  $F$ ) bagi model kebarangkalian linear. Sekiranya pembolehubah  $X_j$  tidak menyumbang secara bererti kepada model atau  $\beta_j = 0$  kecuali  $\beta_0 \neq 0$ , maka  $L0 \approx L1$  dan akan menghasilkan nilai  $c = -2 \log 1 = 0$ .

### 2.3.6.2 Ujian Khi Kuasa Dua ( $\chi^2$ )

Terdapat 2 jenis ujian khi kuasa dua digunakan iaitu;

- (i) Statistik *Pearson*,

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$$

$f_o$  ialah kekerapan yang diperhatikan ( $Y_i$ )

(ii) Statistik kebolehjadian (*deviance*)  $f_e$  ialah kekerapan yang dijangka ( $\hat{Y}_i$ )

$$G^2 = 2 \sum_{i=1}^n f_o \log \left( \frac{f_o}{f_e} \right)$$

Ujian hipotesis bagi  $H_0$  dan  $H_1$  boleh dinyatakan sebagai,

$H_0$  : Model yang digunakan adalah menjelaskan taburan data atau model yang digunakan adalah sesuai.

$H_1$  : Model yang digunakan tidak menjelaskan taburan data atau model yang digunakan adalah kurang sesuai.

Seterusnya, nilai statistik *Pearson* dan statistik nisbah kebolehjadian dibandingkan dengan nilai titik genting taburan khi kuasa dua bagi proses pemilihan model.

Jika pembolehubah tak bersandar adalah berjenis kategori. Jadi ujian statistik  $\chi^2$  dan  $G^2$  sesuai digunakan jika pembolehubah tak bersandar adalah berjenis kategori sahaja. Oleh itu ujian ini tidak diambil kira.

### 2.3.6.3 Nilai Pekali *Pseudo R*<sup>2</sup>

Merupakan ukuran yang biasa digunakn di dalam analisis logit dan probit dengan formula,

$$pseudo R^2 = \frac{c}{N + c} \quad (3.22) \quad \text{dengan } c \text{ ialah nilai statistik nisbah kebolehjadian,}$$

$N$  ialah bilangan data.

$$\hat{Y}_i = P(Y_i=1) = -0.125 + 0.05374 \text{ mec\_vent} + 0.009825 \text{ s2s\_disc} \quad (3.1)$$

**Jadual 3.7 : Model 2 bagi model kebarangkalian linear**

Coefficients<sup>a,b</sup>

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-.125	.014		-9.182	.000
	MEC_VENT	5.374E-02	.009	.053	6.051	.000
	S2S_DISC	9.825E-03	.000	.934	106.023	.000

a. Dependent Variable: STATUS

b. Weighted Least Squares Regression - Weighted by A\_W1\_1

Merujuk kepada Jadual 3.8, kebagusan penyuaian melalui ujian analisis varians menunjukkan model adalah cukup disuai dan bererti pada aras keertian 5% dengan nilai  $P(F > 8117.074) = 0.000$ . Maka sekurang-kurangnya satu parameter  $\beta_k \neq 0$  bagi 2 pembolehubah  $X$  yang dipilih. Dengan ujian satu hujung  $t$ , anggaran parameter bagi 2 pembolehubah  $X$  yang dipilih adalah bererti pada aras keertian,  $\alpha = 0.05$  (Jadual 3.7).

**Jadual 3.8 : Analisis varians 2 bagi model kebarangkalian linear**

ANOVA<sup>a,b,c</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	72926.645	2	36463.322	8117.074	.000 <sup>a</sup>
	Residual	5875.766	1308	4.492		
	Total	78802.411	1310			

a. Predictors: (Constant), S2S\_DISC, MEC\_VENT

b. Dependent Variable: STATUS

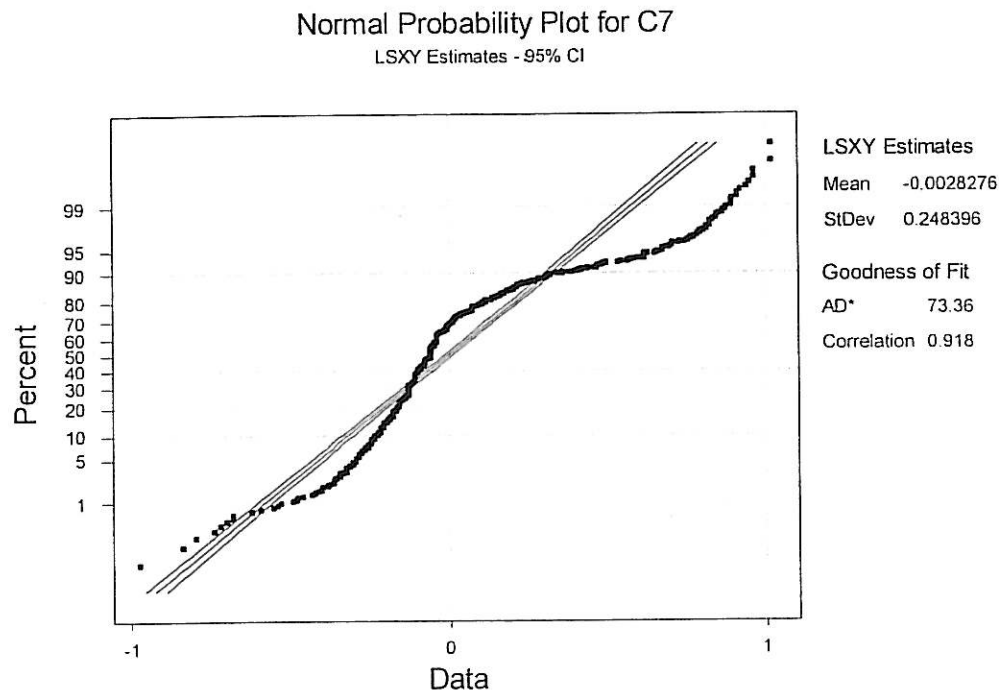
c. Weighted Least Squares Regression - Weighted by A\_W1\_1

### 3.4.1.3 Nilai Reja

Merujuk kepada Rajah 3.1, plot dahan dan daun berbentuk menghampiri taburan normal. Sementara plot kebarangkalian normal dalam Rajah 3.2 menunjukkan graf berbentuk menghampiri garis lurus. Kesimpulannya boleh dikatakan bahawa nilai reja







**Rajah 3.2 :** Plot kebarangkalian taburan normal bagi model kebarangkalian linear

Nilai  $\beta_1 = 0.05374$  menunjukkan bahawa  $P(Y_i = 1)$  meningkat sebanyak 0.05374 dengan meningkatnya nilai kod *mec\_vent* dari 1 ke 2 dengan faktor *s2s\_disc* ditetapkan. Nilai  $\beta_2 = 0.009825$  pula menunjukkan bahawa  $P(Y_i = 1)$  meningkat sebanyak 0.009825 dengan meningkatnya nilai *s2s\_disc* sebanyak 1 unit dengan faktor *mec\_vent* ditetapkan. Dengan lain perkataan, kebarangkalian kematian akan meningkat dengan meningkatnya nilai pembolehubah *mec\_vent* dan *s2s\_disc*.

Kesan margin pembolehubah  $X_1$  (*mec\_vent*) terhadap  $P(Y_i = 1)$  diperolehi dari formula  $\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial X_{i1}} = \beta_1 = 0.05374$ . Begitu juga kesan margin pembolehubah  $X_2$

(*s2s\_disc*) terhadap  $P(Y_i = 1)$  diperolehi dari formula  $\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial X_{i2}} = \beta_2 = 0.009825$ .

Bagaimanapun tafsiran kesan margin telah diterangkan di atas. Tafsiran yang paling bermakna ialah membuat peramalan nilai  $P(Y_i = 1)$  bila sebarang nilai pembolehubah *mec\_vent* dan *s2s\_disc* diberi.

### 3.4.2 Model Logit

#### 3.4.2.1 Diagnosis Multikolineariti

Merujuk kepada Jadual 3.9, tiada nilai korelasi yang melebihi 0.99 dan tiada nilai *VIF* yang melebihi 10. Jadual 3.10 pula menunjukkan tiada nilai eigen yang kecil berbanding dengan nilai eigen yang lain. Nilai indeks bersyarat pula bernilai 490.714 iaitu lebih kecil daripada 1000. Nilai kadar huraian varians yang melebihi 0.99 juga tidak wujud. Jadi jelas di sini bahawa multikolineariti tidak wujud di antara pembolehubah-pembolehubah *X* bagi model kebarangkalian linear.

**Jadual 3.9** : Nilai korelasi dan faktor tambahan varians bagi data asal

		Correlations/Coefficients								Tolerance	VIF
		sex	race	days_ icu	org_ fail	comor bid	mec_ vent	s2s_ adm	s2s_ disc		
Pearson Correlation	sex	1.000	.019	.012	.048	-.095	.029	.003	.054	.983	1.018
	race	.019	1.000	-.019	.055	-.091	.015	-.009	-.033	.984	1.016
	days_icu	.012	-.019	1.000	.110	-.023	.109	-.108	-.214	.884	1.132
	org_fail	.048	.055	.110	1.000	-.018	.461	.552	.464	.584	1.712
	comorbid	-.095	-.091	-.023	-.018	1.000	-.077	.131	.148	.933	1.072
	mec_vent	.029	.015	.109	.461	-.077	1.000	.418	.272	.728	1.375
	s2s_adm	.003	-.009	-.108	.552	.131	.418	1.000	.695	.421	2.378
	s2s_disc	.054	-.033	-.214	.464	.148	.272	.695	1.000	.471	2.123

#### 3.4.2.2 Pemilihan Pembolehubah

Setelah analisis data dilakukan, model yang terpilih mengandungi 2 pembolehubah *X* (Jadual 3.11). Kaedah pemilihan pembolehubah ialah dengan menggunakan kaedah langkah demi langkah ke hadapan dengan peratus ketepatan ramalan sebanyak 91.91%.

**Jadual 3.10** : Nilai eigen dan kadar huraian varians bagi data asal

Collinearity Diagnostics												
Model	Dimen sion	Eigen value	Condition Index	(Cons tant)	sex	race	days_ icu	org_ fail	comor bid	mec_ vent	s2s_ adm	s2s_ disc
1	1	7.557	1.000	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00
	2	.621	3.490	.00	.00	.01	.25	.00	.00	.00	.02	.16
	3	.320	4.862	.00	.01	.23	.52	.00	.00	.00	.01	.09
	4	.183	6.420	.01	.04	.64	.13	.00	.10	.00	.00	.08
	5	.108	8.347	.00	.05	.04	.04	.05	.47	.03	.10	.18
	6	.101	8.640	.00	.36	.00	.01	.01	.07	.00	.30	.35
	7	5.83E-02	11.387	.01	.29	.02	.04	.24	.01	.10	.55	.08
	8	3.63E-02	14.426	.02	.04	.00	.00	.68	.04	.47	.00	.04
	9	1.54E-02	22.164	.97	.20	.05	.00	.03	.31	.40	.02	.01

Kaedah ini juga adalah sama dengan kaedah pemilihan pembolehubah secara manual berdasarkan prinsip '*parsimonious model*'. Model logit yang terpilih ini dinyatakan sebagai,

$$\hat{Y}_i = P(Y_i=1) = \frac{e^{-4.545 + 0.489 \text{mec\_vent} + 0.094 \text{s2s\_disc}}}{1 + e^{-4.545 + 0.489 \text{mec\_vent} + 0.094 \text{s2s\_disc}}} \quad (3.2)$$

$$\text{atau } \text{logit}(Y_i) = -4.545 + 0.489 \text{mec\_vent} + 0.094 \text{s2s\_disc}$$

yang mana *mec\_vent* dikodkan kepada -1 bagi kes tiada mesin '*ventilator*' yang digunakan oleh pesakit dan *mec\_vent* dikodkan kepada 1 bagi kes mesin '*ventilator*' digunakan oleh pesakit.

**Jadual 3.11** : Model 1 bagi model logit**Block 0: Beginning Block**

## Variables in the Equation

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 0 Constant	-.838	.060	193.862	1	.000	.433

**Block 1: Method = Forward Stepwise (Conditional)**

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 2	Step	10.579	1	.001
	Block	1004.532	2	.000
	Model	1004.532	2	.000

Classification Table

Observed			Predicted		
			STA	TUS	Percentage
			.00	1.00	Correct
Step 2	STATUS	.00	894	21	97.7
		1.00	85	311	78.5
	Overall	Percentage			91.9

a. The cut value is .500

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1	S2S_DISC	.097	.006	271.114	1	.000	1.102
	Constant	-4.316	.210	421.773	1	.000	.013
Step 2	MEC_VENT(1)	.489	.163	9.029	1	.003	1.631
	S2S_DISC	.094	.006	255.823	1	.000	1.098
	Constant	-4.545	.235	372.782	1	.000	.011

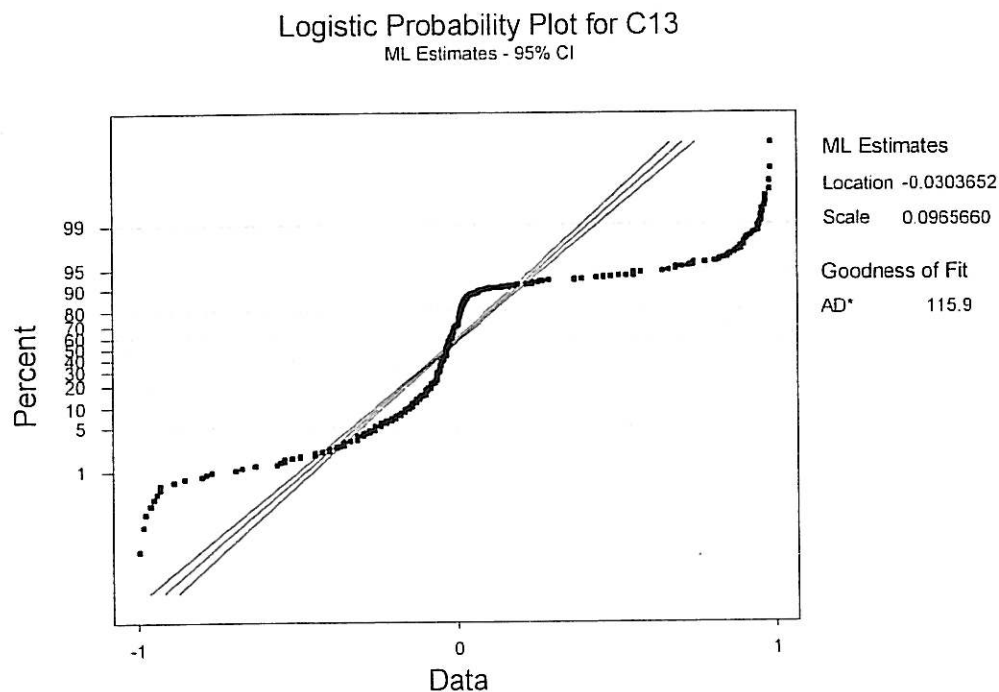
a. Variable(s) entered on step 1: S2S\_DISC.

b. Variable(s) entered on step 2: MEC\_VENT.

Berdasarkan Jadual 3.11, pada 'Block 0', nilai  $\beta_0$  adalah bererti pada aras keertian  $\alpha = 0.05$ . Maka  $H_0$  yang menyatakan pekali  $\beta_0 = 0$  ditolak. Seterusnya pada 'Block 1', kebagusan penyuaian melalui ujian khi-kuasa dua menunjukkan model adalah bererti pada aras keertian 5% dengan nilai  $P(\chi^2 > 1004.532) = 0.000$ . Jadi kita menolak  $H_0$  dan menerima  $H_1$  yang menyatakan sekurang-kurangnya satu parameter  $\beta_k \neq 0$  bagi 2 pembolehubah  $X$  yang dipilih. Dengan ujian satu hujung *Wald*, anggaran parameter bagi 2 pembolehubah  $X$  yang dipilih juga bererti pada aras keertian 5%.

### 3.4.2.3 Nilai Reja

Bagi model logit, andaian awal bagi nilai reja perlu dipenuhi iaitu nilai reja disyaratkan memenuhi taburan logistik. Merujuk kepada Rajah 3.3, plot kebarangkalian logistik menunjukkan graf berbentuk menghampiri garis lurus. Kesimpulannya boleh dikatakan bahawa nilai reja bagi model logit tertabur menghampiri taburan logistik.



Rajah 3.3 : Plot kebarangkalian taburan logistik bagi model logit

### 3.4.2.4 Tafsiran Parameter

Tafsiran parameter bagi model logit adalah merujuk kepada model yang terbaik iaitu model persamaan (3.2) iaitu,

$$\hat{Y}_i = P(Y_i=1) = \frac{e^{-4.545 + 0.489 \text{ mec\_vent} + 0.094 \text{ s2s\_disc}}}{1 + e^{-4.545 + 0.489 \text{ mec\_vent} + 0.094 \text{ s2s\_disc}}}$$

dengan parameter  $\beta_0 = -4.545$ ,  $\beta_1 = 0.489$  dan  $\beta_2 = 0.094$ . Nilai  $\beta_1$  dan  $\beta_2$  yang positif menunjukkan kebarangkalian kematian akan meningkat dengan meningkatnya nilai pembolehubah  $mec\_vent$  dan  $s2s\_disc$ .

Kesan margin pembolehubah  $X_1 = 1$  (pesakit menggunakan mesin 'ventilator') terhadap nisbah peluang ialah,

$$e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{1j}} = e^{-4.545} e^{0.489 (1)} e^{0.094 s2s\_disc} \quad (3.3)$$

Kesan margin pembolehubah  $X_1 = -1$  (pesakit tidak menggunakan mesin 'ventilator') terhadap nisbah peluang ialah,

$$e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{1j}} = e^{-4.545} e^{0.489 (-1)} e^{0.094 s2s\_disc} \quad (3.4)$$

Bila persamaan (3.3) bahagi dengan (3.4) dilakukan, nisbah peluang antara pesakit yang menggunakan mesin 'ventilator' dengan pesakit yang tidak menggunakan mesin 'ventilator' ialah sebanyak 2.659 kali dengan syarat skor  $s2s\_disc$  ditetapkan.

Kesan margin pembolehubah  $X_2 = c$  (skor  $s2s\_disc = c$ ) terhadap nisbah peluang ialah,

$$e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{2j}} = e^{-4.545} e^{0.489 mec\_vent} e^{0.094 c} \quad (3.5)$$

Kesan margin pembolehubah  $X_2 = c+d$  (skor  $s2s\_disc = c+d$ ) terhadap nisbah peluang ialah,

$$e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{2j}} = e^{-4.545} e^{0.489 mec\_vent} e^{0.094 (c+d)} \quad (3.6)$$

dengan  $c$  dan  $d$  adalah sebarang nombor integer  $\geq 0$ . Bila persamaan (3.6) bahagi dengan (3.5) dilakukan, nisbah peluang antara skor  $s2s\_disc$  pesakit =  $c + d$  (pertambahan

sebanyak  $d$ ) dengan skor  $s2s\_disc$  pesakit =  $c$  ialah sebanyak  $e^{0.094d}$  atau  $(1.0986)^d$  kali dengan syarat  $mec\_vent$  ditetapkan.

Kesan margin pembolehubah  $X_1$  ( $mec\_vent$ ) terhadap  $P(Y_i = 1)$  diperolehi dari formula  $\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial X_{i1}} = p_i(1 - p_i)\beta_1 = 0.489 p_i(1 - p_i)$ . Begitu juga kesan margin

pembolehubah  $X_2$  ( $s2s\_disc$ ) terhadap  $P(Y_i = 1)$  diperolehi dari formula  $\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial X_{i2}} =$

$p_i(1 - p_i)\beta_2 = 0.094 p_i(1 - p_i)$ . Tafsiran yang paling bermakna ialah membuat peramalan nilai  $P(Y_i = 1)$  bila sebarang nilai pembolehubah  $mec\_vent$  dan  $s2s\_disc$  diberi.

### 3.4.3 Model Probit

#### 3.4.3.1 Diagnosis Multikolineariti

Oleh sebab data asal yang terlibat di dalam pemodelan probit adalah sama seperti data di dalam pemodelan logit, diagnosis multikolineariti bagi kedua-dua model tersebut adalah sama. Jadi jelas di sini bahawa multikolineariti tidak wujud di antara pembolehubah-pembolehubah  $X$ .

#### 3.4.3.2 Pemilihan Pembolehubah

Kaedah pemilihan pembolehubah  $X$  dalam model probit ialah dengan menggunakan kaedah pemilihan secara manual kerana tiada output bagi pemilihan pembolehubah  $X$  dalam perisian SPSS. Kaedah ini adalah berasaskan prinsip '*parsimonious model*' dan diringkaskan seperti di dalam Jadual 3.12 di bawah.



Berdasarkan Jadual 3.12, terdapat 2 model yang menghasilkan peratus ketepatan ramalan yang sama iaitu 91.84%.

Walaupun bagaimanapun model yang melibatkan pembolehubah *mec\_vent* dipilih kerana nilai  $\chi^2=1002.609$  bagi model yang melibatkan pembolehubah *mec\_vent* (Jadual 3.14) adalah lebih tinggi berbanding dengan nilai  $\chi^2=999.533$  bagi model yang melibatkan pembolehubah *org\_fail* (Jadual 3.13). Pengujian hipotesis bagi nilai  $P(Wald>9.478)=0.002$  bagi pembolehubah *mec\_vent* (Jadual 3.14) juga adalah lebih kecil berbanding dengan nilai  $P(Wald>7.223)=0.007$  bagi pembolehubah *org\_fail* (Jadual 3.13). Lagipun model probit yang melibatkan pembolehubah *mec\_vent* dipilih kerana perbandingan di antara model logit dan probit boleh dilakukan dengan lebih baik lagi.

**Jadual 3.12** : Ringkasan pemilihan pembolehubah *X* bagi model probit (1)

Bilangan Pembolehubah <i>X</i>	Pembolehubah <i>X</i> Yang Terlibat	Peratus Ketepatan Ramalan	Pembolehubah <i>X</i> Yang Tidak Bererti Pada $\alpha = 0.05$ Dan $0.1$
1	<i>s2s_disc</i>	91.76 %	tiada
1	<i>s2s_adm</i>	78.3 %	tiada
1	<i>sex</i>	69.8 %	<i>sex</i>
1	<i>race</i>	69.8 %	<i>race</i>
1	<i>days_icu</i>	69.8 %	tiada
1	<i>org_fail</i>	69.8 %	tiada
1	<i>comorbid</i>	69.8 %	tiada
1	<i>mec_vent</i>	69.8 %	tiada
2	<i>s2s_disc, mec_vent</i>	91.84 %	tiada
2	<i>s2s_disc, org_fail</i>	91.84 %	tiada
2	<i>s2s_disc, sex</i>	91.76 %	<i>sex</i>
2	<i>s2s_disc, s2s_adm</i>	91.76 %	<i>s2s_adm</i>
2	<i>s2s_disc, comorbid</i>	91.69 %	<i>comorbid</i>
2	<i>s2s_disc, race</i>	91.61 %	<i>race</i>
2	<i>s2s_disc, days_icu</i>	91.53 %	tiada
3	<i>s2s_disc, mec_vent, org_fail</i>	91.91 %	<i>org_fail</i>

Oleh itu model probit yang diperolehi dinyatakan sebagai,

$$\hat{Y}_i = P(Y_i=1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^B e^{-\frac{s^2}{2}} ds = \Phi(B) \quad (3.7)$$

yang mana  $B = -3.21274 + 0.47992 \text{ mec\_vent} + 0.0506 \text{ s2s\_disc}$

atau  $\text{Probit}(Y_i) = -3.21274 + 0.47992 \text{ mec\_vent} + 0.0506 \text{ s2s\_disc}$

dengan  $\Phi$  adalah fungsi kumulatif ketumpatan kebarangkalian normal piawai yang mana nilainya diperolehi dari jadual taburan normal piawai.

**Jadual 3.13 :** Model 1 bagi model probit

Model Fitting Information

Model	-2 Log Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	1258.192			
Final	258.659	999.533	2	.000

Link function: Probit.

Parameter estimates converged after 21 iterations.

Optimal solution found.

Parameter Estimates (PROBIT model: (PROBIT(p))=Intercept + BX):

	B	S.E.	Wald	df	Sig.
ORG_FAIL	.33164	.12403	7.223	1	.007
S2S_DISC	.04948	.00275	314.920	1	.000
Constant	-2.84827	.20459	195.301	1	.000

**Jadual 3.14 :** Model 2 bagi model probit

Model Fitting Information

Model	-2 Log Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	1246.171			
Final	243.562	1002.609	2	.000

Link function: Probit.

## Goodness-of-Fit

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	172.828	156	.169
Deviance	131.465	156	.924

Link function: Probit.

Parameter estimates converged after 22 iterations.

Optimal solution found.

Parameter Estimates (PROBIT model: (PROBIT(p))=Intercept + BX):

	B	S.E.	Wald	df	Sig.
MEC_VENT	.47992	.156	9.478	1	.002
S2S_DISC	.05060	.003	349.842	1	.000
Constant	-3.21274	.296	118.085	1	.000

Kebagusan penyuaian melalui ujian khi-kuasa dua menunjukkan model adalah bererti pada aras keertian 5% dengan nilai  $P(\chi^2 > 1002.609) = 0.000$  (Jadual 3.14). Jadi kita tolak  $H_0$  dan menerima  $H_1$  yang menyatakan sekurang-kurangnya satu parameter  $\beta_k \neq 0$  bagi 2 pembolehubah  $X$  yang dipilih. Bagi ujian kebagusan penyuaian khi-kuasa dua *Pearson*,  $P(\chi^2 > 172.828) = 0.169$ . Oleh itu  $H_0$  diterima yang menyatakan model yang disuai adalah cukup baik. Dengan ujian satu hujung *Wald*, anggaran parameter bagi 2 pembolehubah  $X$  yang dipilih juga bererti pada aras keertian 5% .

### 3.4.3.3 Nilai Reja

Bagi model probit, andaian awal bagi nilai reja perlu dipenuhi iaitu nilai reja disyaratkan memenuhi taburan normal iaitu  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ . Merujuk kepada Rajah 3.4, plot dahan dan daun berbentuk menghampiri taburan normal. Sementara plot kebarangkalian normal dalam Rajah 3.5 menunjukkan graf berbentuk menghampiri garis lurus. Kesimpulannya boleh dikatakan bahawa nilai reja bagi model probit tertabur menghampiri taburan normal.



### 3.4.3.4 Tafsiran Parameter

Tafsiran parameter bagi model probit adalah merujuk kepada model yang terbaik iaitu model persamaan (3.7) iaitu,

$$\begin{aligned}\hat{Y}_i = P(Y_i=1) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^B e^{-\frac{s^2}{2}} ds = \Phi(B) \\ &= \Phi(-3.21274 + 0.47992mec\_vent + 0.0506s2s\_disc)\end{aligned}$$

dengan parameter  $\beta_0 = -3.21274$ ,  $\beta_1 = 0.47992$  dan  $\beta_2 = 0.0506$ . Nilai  $\beta_1$  dan  $\beta_2$  yang positif menunjukkan kebarangkalian kematian akan meningkat dengan meningkatnya nilai pembolehubah  $mec\_vent$  dan  $s2s\_disc$ .

Kesan margin pembolehubah  $X_1$  ( $mec\_vent$ ) terhadap  $P(Y_i=1)$  diperolehi dari formula,

$$\begin{aligned}\frac{\partial P(Y_i=1)}{\partial X_{i1}} &= \beta_1 P(Y_i=1) \\ &= 0.47992 \Phi(-3.21274 + 0.47992mec\_vent + 0.0506s2s\_disc).\end{aligned}$$

Begitu juga kesan margin pembolehubah  $X_2$  ( $s2s\_disc$ ) terhadap  $P(Y_i=1)$  diperolehi dari formula,

$$\begin{aligned}\frac{\partial P(Y_i=1)}{\partial X_{i2}} &= \beta_2 P(Y_i=1) \\ &= 0.0506 \Phi(-3.21274 + 0.47992mec\_vent + 0.0506s2s\_disc)\end{aligned}$$

Tafsiran yang paling bermakna ialah membuat peramalan nilai  $P(Y_i=1)$  bila sebarang nilai pembolehubah  $mec\_vent$  dan  $s2s\_disc$  diberi.

### 3.4.4 Ringkasan Perbandingan Model

Perbandingan di antara ketiga-tiga model dinyatakan di dalam Jadual 3.15 di bawah.

**Jadual 3.15 :** Perbandingan di antara ketiga-tiga model bagi pembolehubah-pembolehubah  $X$  yang asal

Jenis Model	Model Kebarangkalian Linear		Model Logit	Model Probit
Model	$\hat{Y}_i = -0.259$ $+0.01178 \text{ sex}$ $+0.008635 \text{ race}$ $+0.115 \text{ org\_fail}$ $+0.0607 \text{ mec\_vent}$ $-0.002097 \text{ s2s\_adm}$ $+0.009766 \text{ s2s\_disc}$	$\hat{Y}_i = -0.125$ $+0.05374 \text{ mec\_vent}$ $-0.009825 \text{ s2s\_disc}$	$\hat{Y}_i = \frac{e^A}{1 + e^A}$ yang mana $A = -4.545$ $+0.489 \text{ mec\_vent}$ $+0.094 \text{ s2s\_disc}$	$\hat{Y}_i = \Phi(B)$ yang mana $B = -3.21274$ $+0.47992 \text{ mec\_vent}$ $+0.0506 \text{ s2s\_disc}$
Bilangan pembolehubah $X$ yang dipilih	6	2	2	2
Peratus ketepatan ramalan	91.46%	91.69%	91.91%	91.84%

Model kebarangkalian linear yang didapati menggunakan kaedah manual adalah lebih baik jika dibandingkan dengan model kebarangkalian linear menggunakan perisian SPSS. Setelah pemilihan pembolehubah dilakukan menggunakan ketiga-tiga kaedah pemilihan pembolehubah  $X$ , didapati pembolehubah *mec\_vent* dan *s2s\_disc* bererti pada aras keertian 5% dalam ketiga-tiga model. Secara keseluruhannya, model logit adalah model yang terbaik kerana nilai peratus ketepatan ramalannya adalah yang tertinggi. Ini diikuti oleh model probit dan model kebarangkalian linear.

### 3.5 Analisis Data Terhadap Pembolehubah *s2s\_adm* Dan *s2s\_disc* Yang Dikategorikan

Terdapat 7 pembolehubah  $X$  yang dimasukkan ke dalam pemodelan ini iaitu;

- i. *sex*
- ii. *race*
- iii. *days\_icu*

- iv. *org\_fail*
- v. *comorbid*
- vi. *mec\_vent*
- vii. *s2s\_4cat*

Bagi pembolehubah *s2s\_4cat*, data dikodkan kepada 4 kategori,

- i. Kategori '1' adalah skor *s2s\_adm* dan *s2s\_disc* yang tidak bahaya,
- ii. Kategori '2' adalah skor *s2s\_adm* yang bahaya dan skor *s2s\_disc* yang tidak bahaya,
- iii. Kategori '3' adalah skor *s2s\_adm* yang tidak bahaya dan skor *s2s\_disc* yang bahaya dan
- iv. Kategori '4' adalah skor *s2s\_adm* dan *s2s\_disc* yang bahaya.

Skor yang bahaya mempunyai nilai skor melebihi 43 atau nilai kebarangkalian kematian sebanyak 50% dan ke atas. Pemilihan 7 pembolehubah ini membolehkan kesan hubungan di antara pembolehubah bersandar,  $Y$  dengan pembolehubah tak bersandar,  $X$  diperhatikan dengan lebih mudah lagi.

### 3.5.1 Model Kebarangkalian Linear

Dalam kaedah ini, langkah pertama ialah melakukan kaedah penganggaran kuasa dua terkecil biasa dengan kaedah masuk (*enter*). Merujuk kepada Jadual 3.16, model regresi linear berganda dengan 91.69% ketepatan ramalan dinyatakan sebagai,

$$\begin{aligned}
 P(Y_i=1) = & -0.427 + 0.0306 \text{ sex} + 0.002429 \text{ race} - 0.000002003 \text{ days\_icu} \\
 & + 0.01333 \text{ org\_fail} + 0.03704 \text{ comorbid} + 0.03226 \text{ mec\_vent} \\
 & + 0.294 \text{ s2s\_4cat}
 \end{aligned}$$

**Jadual 3.16** : Model 2 bagi model regresi linear berganda biasaCoefficients<sup>a</sup>

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-.427	.055		-7.740	.000
	SEX	3.060E-02	.016	.033	1.883	.060
	RACE	2.429E-03	.009	.005	.284	.776
	DAYS_ICU	-2.003E-06	.001	.000	-.003	.998
	ORG_FAIL	1.333E-02	.021	.014	.637	.524
	COMORBID	3.704E-02	.016	.040	2.275	.023
	MEC_VENT	3.226E-02	.022	.029	1.479	.139
	S2S_4CAT	.294	.009	.757	34.523	.000

a. Dependent Variable: STATUS

Bagaimanapun terdapat 48 data bagi nilai  $P(Y_i=1)$  yang berada di luar  $[0,1]$  dan pengubahsuaian perlu dilakukan. Seterusnya bagi mengatasi masalah heteroskedastik, kaedah penganggaran kuasa dua terkecil berpemberat dilakukan. Setelah analisis data dilakukan, model yang terbaik dengan 3 pembolehubah  $X$  dipilih (Jadual 3.17). Model ini diperolehi dengan kaedah langkah demi langkah ke hadapan atau penghapusan dari belakang dengan menggunakan pemberat  $W_1$  atau  $W_2$  yang mana peratus ketepatan ramalannya ialah 91.69%. Tidak terdapat data  $P(Y_i=1)$  yang berada di luar selang  $[0,1]$ . Model regresi linear berganda berpemberat tersebut dinyatakan seperti berikut,

$$\hat{Y}_i = P(Y_i=1) = -0.371 + 0.0463 \text{ comorbid} + 0.04175 \text{ mec\_vent} + 0.284 \text{ s2s\_4cat}$$

**Jadual 3.17** : Model 3 bagi model kebarangkalian linearCoefficients<sup>a,b</sup>

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
3	(Constant)	-.371	.015		-24.254	.000
	S2S_4CAT	.284	.006	.812	48.109	.000
	MEC_VENT	4.175E-02	.011	.062	3.874	.000
	COMORBID	4.630E-02	.012	.058	3.811	.000

a Dependent Variable: STATUS

b Weighted Least Squares Regression - Weighted by A\_W1\_2



Kebagusan penyuaian melalui ujian analisis varians menunjukkan model adalah bererti pada aras keertian 5% dengan nilai  $P(F > 1441.033) = 0.000$  (Jadual 3.18). Jadi kita menolak  $H_0$  yang menyatakan semua parameter  $\beta_k = 0$  (kecuali  $\beta_0$ ) dan menerima  $H_1$  yang menyatakan sekurang-kurangnya satu parameter  $\beta_k \neq 0$  bagi 3 pembolehubah  $X$  yang dipilih. Dengan ujian satu hujung  $t$ , anggaran parameter bagi 3 pembolehubah  $X$  yang dipilih juga bererti pada aras keertian 5% (Jadual 3.17).

**Jadual 3.18** : Analisis varians 3 bagi model kebarangkalian linear

ANOVA <sup>d,e</sup>					
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F
3	Regression	5320.869	3	1773.623	1441.033
	Residual	1608.655	1307	1.231	
	Total	6929.524	1310		

c Predictors: (Constant), S2S\_4CAT, MEC\_VENT, COMORBID

d Dependent Variable: STATUS

e Weighted Least Squares Regression - Weighted by A\_W1\_2

Dengan menggunakan kaedah pemilihan pembolehubah secara manual dengan prinsip '*parsimonious model*', terdapat hanya 1 pembolehubah yang memaksimumkan peratus ketepatan ramalan iaitu sebanyak 91.69% (Jadual 3.19). Model ini diperolehi dengan kaedah masukan (*enter*) dengan pemberat  $W_1$ . Tidak terdapat data  $P(Y_i = 1)$  yang berada di luar selang  $[0,1]$ . Model regresi linear berganda berpemberat dinyatakan sebagai,

$$\hat{Y}_i = P(Y_i = 1) = -0.292 + 0.305 s2s\_4cat \quad (3.8)$$

**Jadual 3.19** : Model 4 bagi model kebarangkalian linear

Coefficients <sup>a,b</sup>					
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	Sig.
		B	Std. Error	Beta	
1	(Constant)	-.292	.007		.000
	S2S_4CAT	.305	.005	.873	.000

a. Dependent Variable: STATUS

b. Weighted Least Squares Regression - Weighted by A\_W1\_2

Merujuk kepada Jadual 3.20, kebagusan penyuaian melalui ujian analisis varians menunjukkan model adalah cukup disuai dan bererti pada aras keertian 5% dengan nilai  $P(F > 4184.013) = 0.000$ . Jadi kita menolak  $H_0$  dan menerima  $H_1$  yang menyatakan parameter  $\beta_1 \neq 0$ . Dengan ujian satu hujung  $t$ , anggaran parameter bagi 1 pembolehubah  $X$  yang dipilih adalah bererti pada aras keertian,  $\alpha = 0.05$  (Jadual 3.19).

**Jadual 3.20** : Analisis varians 4 bagi model kebarangkalian linear

ANOVA <sup>b,c</sup>						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5278.199	1	5278.199	4184.013	.000
	Residual	1651.325	1309	1.262		
	Total	6929.524	1310			

a. Predictors: (Constant), S2S\_4CAT

b. Dependent Variable: STATUS

c. Weighted Least Squares Regression - Weighted by A\_W1\_2

### 3.5.2 Model Logit

Setelah analisis data dilakukan, model yang terpilih mengandungi hanya 1 pembolehubah  $X$  (Jadual 3.21). Kaedah pemilihan pembolehubah ialah dengan menggunakan kaedah langkah demi langkah ke hadapan dengan peratus ketepatan ramalan sebanyak 91.69%. Kaedah ini juga adalah sama dengan kaedah pemilihan pembolehubah secara manual berasaskan prinsip '*parsimonious model*'. Model logit yang terpilih ini dinyatakan sebagai,

$$\hat{Y}_i = P(Y_i=1) = \frac{e^{0.329-3.124s2s\_cat4(1)-1.677s2s\_cat4(2)+2.692s2s\_cat4(3)+2.109s2s\_cat4(4)}}{1+e^{0.329-3.124s2s\_cat4(1)-1.677s2s\_cat4(2)+2.692s2s\_cat4(3)+2.109s2s\_cat4(4)}} \quad (3.9)$$

$$\begin{aligned} \text{atau } \text{logit}(Y_i) = & 0.329 - 3.124 s2s\_4cat(1) - 1.677 s2s\_4cat(2) \\ & + 2.692 s2s\_4cat(3) + 2.109 s2s\_4cat(4) \end{aligned}$$

yang mana  $s2s\_4cat(1)$  adalah mewakili kategori 1 bagi pembolehubah  $s2s\_4cat()$ ,  $s2s\_4cat(2)$  mewakili kategori 2,  $s2s\_4cat(3)$  mewakili kategori 3 dan  $s2s\_4cat(4)$  mewakili kategori 4. Mana-mana kehadiran pembolehubah  $s2s\_4cat()$  akan dikodkan sebagai 1, sementara kehadiran 3 pembolehubah  $s2s\_4cat()$  yang lain akan dikodkan sebagai 0.

Berpanduan kepada Jadual 3.21, pada 'Block 0', nilai  $\beta_0$  adalah bererti pada aras keertian  $\alpha = 0.05$ . Maka  $H_0$  yang menyatakan pekali  $\beta_0 = 0$  ditolak. Seterusnya pada 'Block 1', kebagusan penyuaian melalui ujian khi-kuasa dua menunjukkan model adalah bererti pada aras keertian 5% dengan nilai  $P(\chi^2 > 892.898) = 0.000$ . Jadi kita menolak  $H_0$  dan menerima  $H_1$  yang menyatakan sekurang-kurangnya satu parameter  $\beta_k \neq 0$  bagi 1 pembolehubah  $X$  dengan 4 kategori yang dipilih. Dengan ujian satu hujung Wald, anggaran parameter bagi 4 kategori bagi pembolehubah  $s2s\_4cat$  yang dipilih juga bererti pada aras keertian 5%.

**Jadual 3.21** : Model 2 bagi model logit

**Block 0: Beginning Block**

**Variables in the Equation**

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 0 Constant	-.838	.060	193.862	1	.000	.433

**Block 1: Method = Forward Stepwise (Conditional)**

**Omnibus Tests of Model Coefficients**

	Chi-square	df	Sig.
Step 1 Step	892.898	3	.000
Block	892.898	3	.000
Model	892.898	3	.000

Classification Table <sup>a</sup>

Observed			Predicted		
			STATUS		Percentage Correct
			.00	1.00	
Step 1	STATUS	.00	891	24	97.4
		1.00	85	311	78.5
Overall Percentage					91.7

a. The cut value is .500

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1	S2S_4CAT			418.916	3	.000	
	S2S_4CAT(1)	-1.677	.197	72.132	1	.000	.187
	S2S_4CAT(2)	2.692	.393	46.952	1	.000	14.758
	S2S_4CAT(3)	2.109	.225	88.265	1	.000	8.243
	Constant	.329	.152	4.649	1	.031	1.389

a. Variable(s) entered on step 1: S2S\_4CAT.

### 3.5.3 Model Probit

Kaedah pemilihan pembolehubah  $X$  dalam model probit ialah dengan menggunakan kaedah pemilihan secara manual kerana tiada output bagi pemilihan pembolehubah  $X$  dalam perisian SPSS. Kaedah ini juga berasaskan kepada prinsip '*parsimonious model*' dan diringkaskan seperti di dalam Jadual 3.22 di bawah.

**Jadual 3.22** : Ringkasan pemilihan pembolehubah  $X$  bagi model probit (2)

Bilangan Pembolehubah	Pembolehubah $X$ Yang Terlibat	Peratus Ketepatan Ramalan	Pembolehubah $X$ Yang Tidak Bererti Pada $\alpha = 0.05$ Dan $0.1$
1	<i>s2s_4cat</i>	91.69 %	tiada
2	<i>s2s_4cat, mec_vent</i>	91.69 %	tiada
2	<i>s2s_4cat, race</i>	91.69 %	<i>race</i>
2	<i>s2s_4cat, org_fail</i>	91.15 %	tiada
2	<i>s2s_4cat, days_icu</i>	90.92 %	<i>days_icu</i>
2	<i>s2s_4cat, sex</i>	90.16 %	<i>sex</i>
2	<i>s2s_4cat, comorbid</i>	88.63 %	<i>comorbid</i>

Berdasarkan Jadual 3.22, model dengan pembolehubah *s2s\_4cat* dipilih sebagai model yang terbaik. Dari Jadual 4.23, model probit yang diperolehi ialah,

$$\hat{Y}_i = P(Y_i=1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^B e^{-\frac{s^2}{2}} ds = \Phi(B) \quad (3.10)$$

yang mana  $B = -2.68829 + 1.07452 \text{ s2s\_4cat}$

atau  $\text{Probit}(Y_i) = -2.68829 + 1.07452 \text{ s2s\_4cat}$

dengan  $\Phi$  adalah fungsi kumulatif ketumpatan kebarangkalian normal piawai yang mana nilainya diperolehi dari jadual taburan normal piawai.

Kebagusan penyuaian melalui ujian khi-kuasa dua menunjukkan model adalah bererti pada aras keertian 5% dengan nilai  $P(\chi^2 > 846.737) = 0.000$  (Jadual 3.23). Jadi kita tolak  $H_0$  dan menerima  $H_1$  yang menyatakan sekurang-kurangnya satu parameter  $\beta_k \neq 0$  bagi 1 pembolehubah  $X$  yang dipilih. Dengan ujian satu hujung *Wald*, anggaran parameter bagi 1 pembolehubah  $X$  yang dipilih juga bererti pada aras keertian 5% (Jadual 3.23).

**Jadual 3.23 : Model 2 bagi model probit**

Model Fitting Information				
Model	-2 Log Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	911.764			
Final	65.027	846.737	1	.000

Link function: Probit.

Parameter estimates converged after 22 iterations.

Optimal solution found.

Parameter Estimates (PROBIT model: (PROBIT(p))=Intercept + BX):

	B	S.E.	Wald	df	Sig.
S2S_4CAT	1.07452	.046	536.522	1	.000
Constant	-2.68829	.104	672.075	1	.000

### 3.5.4 Ringkasan Perbandingan Model

Secara keseluruhannya, perbandingan di antara ketiga-tiga model dinyatakan di dalam Jadual 3.15. Analisis data menggunakan data asal menunjukkan bahawa 2 pembolehubah  $X$  iaitu *mec\_vent* dan *s2s\_disc* terpilih sebagai pembolehubah bererti dan dimasukkan ke dalam ketiga-tiga jenis model. Setelah data bagi pembolehubah *s2s\_adm* dan *s2s\_disc* dikategorikan kepada 4 kategori, didapati hanya 1 pembolehubah  $X$  iaitu *s2s\_4cat* terpilih sebagai pembolehubah yang bererti. Dalam hal ini, ketiga-tiga jenis model boleh diambil sebagai model yang terbaik kerana nilai peratus ketepatan ramalannya adalah sama iaitu 91.69%.

**Jadual 3.24 :** Perbandingan di antara ketiga-tiga model bagi pembolehubah-  
*s2s\_adm* dan *s2s\_disc* yang dikategorikan

Jenis Model	Model Kebarangkalian Linear		Model Logit	Model Probit
Model	$P(Y_i=1) =$ $-0.371$ $+0.0463 \text{ comorbid}$ $+0.04175 \text{ mec\_vent}$ $+0.284 \text{ s2s\_4cat}$	$P(Y_i=1) =$ $-0.292$ $+0.305 \text{ s2s\_4cat}$	$P(Y_i=1) = \frac{e^A}{1 + e^A}$ yang mana $A = 0.329$ $-3.124 \text{ s2s\_4cat (1)}$ $-1.677 \text{ s2s\_4cat (2)}$ $+2.692 \text{ s2s\_4cat (3)}$ $+2.109 \text{ s2s\_4cat (4)}$	$P(Y_i=1) = \Phi(B)$ yang mana $B = -2.68829$ $+1.07452 \text{ s2s\_4cat}$
Bilangan pembolehubah $X$ yang dipilih	3	1	1	1
Peratus ketepatan ramalan	91.69%	91.69%	91.69%	91.69%

Pemodelan yang hanya melibatkan 1 pembolehubah  $X$  dengan 4 kategori membolehkan nilai ramalan model dibaca dan ditafsir dengan lebih mudah lagi. Nilai  $P(Y_i=1)$  hanya mempunyai 4 nilai sahaja bagi ketiga-tiga jenis model iaitu seperti yang terdapat di dalam Jadual 3.25.

**Jadual 3.25** : Nilai Ramalan Bagi  $P(Y_i=1)$ 

Kategori $s2s\_4cat$ $P(Y_i=1)$	Kategori $s2s\_4cat$			
	1	2	3	4
$P(Y_i=1)$ Bagi Model Kebarangkalian linear	0.0130	0.3180	0.6230	0.9280
$P(Y_i=1)$ Bagi Model Logit	0.0576	0.2062	0.9535	0.9197
$P(Y_i=1)$ Bagi Model Probit	0.0537	0.2946	0.7054	0.9463

Jadual 3.25 memaparkan bahawa bagi ketiga-tiga jenis model, nilai ramalan,  $\hat{Y}_i$  atau  $P(Y_i=1)$  bernilai lebih kecil daripada 0.5 bila kategori  $s2s\_4cat$  bernilai 1 dan 2. Sementara nilai  $\hat{Y}_i$  atau  $P(Y_i=1)$  bernilai di antara 0.5 hingga 1 bila kategori  $s2s\_4cat$  bernilai 3 dan 4. Dengan lain perkataan, bila seseorang pesakit mempunyai kategori  $s2s\_4cat$  1 dan 2, beliau akan diramalkan hidup. Sebaliknya, bila seseorang pesakit mempunyai kategori  $s2s\_4cat$  3 dan 4, beliau akan diramalkan meninggal dunia.

### 3.6 Analisis Logit Terhadap 2 Pembolehubah Interaksi

Dalam pemodelan ini, model logit dengan menggunakan 2 pembolehubah interaksi diaplikasikan. Pemodelan yang melibatkan gandingan 3 pembolehubah interaksi dan ke atas adalah sukar untuk ditafsirkan. Lagipun ia mungkin akan menyebabkan masalah multikolineariti. Dengan itu, cara yang paling mudah untuk mengurangkan multikolineariti adalah memilih hanya gandingan 2 pembolehubah interaksi (Kleinbaum, 1994).

Setelah analisis data dilakukan, model terbaik diperolehi dengan kaedah langkah demi langkah ke hadapan dengan 92.3% ketepatan ramalan. Merujuk kepada Jadual 3.26, model logit dinyatakan sebagai,

$$P(Y_i=1) = \frac{e^A}{1+e^A} \quad (3.11)$$

di mana mana  $A = -4.833 + 0.672 \text{ mec\_vent}(2) + 0.093 \text{ s2s\_disc}$   
 $+0.028 \text{ comorbid}(2)*\text{days\_icu} - 0.392 \text{ comorbid}(2)*\text{mec\_vent}(2)$   
 $+0.274 \text{ mec\_vent}(2)*\text{org\_fail}(2)$

Pembolehubah *mec\_vent*(2) adalah bagi kes mesin 'ventilator' digunakan oleh pesakit dan pembolehubah *comorbid*(2) adalah bagi kes pesakit yang mempunyai penyakit sedia ada sebelum dimasukkan ke *ICU*. Sementara pembolehubah *org\_fail*(2) adalah perwakilan bagi organ pesakit rosak sebelum dan semasa rawatan di *ICU*.

**Jadual 3.26 : Model 3 bagi model logit**

**Omnibus Tests of Model Coefficients**

	Chi-square	df	Sig.
Step 5 Step	4.536	1	.033
Block	1021.062	5	.000
Model	1021.062	5	.000

**Classification Table<sup>a</sup>**

		Predicted		
		STATUS		Percentage Correct
		.00	1.00	
Step 5	Observed STATUS			
	.00	894	21	97.7
	1.00	80	316	79.8
	Overall Percentage			92.3

a. The cut value is .500



Nilai *pseudo R*<sup>2</sup> akan mengambil nilai di antara 0 dan 1. Jika nilai *pseudo R*<sup>2</sup> menghampiri 0, maka kualiti kebagusan penyuaian adalah merosot dan bila nilai *pseudo R*<sup>2</sup> menghampiri 1, maka kualiti kebagusan penyuaian semakin meningkat.

McKelvey Zavoina (1975) menyatakan bahawa berasaskan nilai  $R^2 = SSR/(SSR + SSE)$  bagi model kebarangkalian linear, nilai *pseudo R*<sup>2</sup> bagi model logit boleh dinyatakan seperti berikut iaitu,

$$pseudo R^2 = \frac{SSR}{SSR + 3.29N}$$

Terdapat banyak lagi nilai *pseudo R*<sup>2</sup> yang diperkenalkan oleh pengkaji- pengkaji statistik. Hasil dari output komputer bagi perisian SPSS memaparkan nilai *pseudo R*<sup>2</sup> yang diperkenalkan oleh Cox dan Snell, Nagelkerke dan McFadden. Bagaimanapun tiada satu pun pengukuran *pseudo R*<sup>2</sup> yang diterima secara umum dan digunapakai kerana kelemahan formulanya yang tersendiri tetapi hanyalah diguna sebagai perbandingan (Aldrich & Nelson, 1985).

### 2.3.7 Peratus Ketepatan Ramalan

Kaedah mendapatkan peratus ketepatan ramalan bagi model logit adalah sama seperti yang terdapat dalam model kebarangkalian linear iaitu pada bahagian 2.2.7.

### 2.3.8 Tafsiran Bagi Parameter Yang Dianggar

Liao (1994) juga telah mengenalpasti 5 cara untuk mentafsir parameter yang dianggar menggunakan model logit.

### 2.3.8.1 Tafsiran Bagi Tanda Parameter Yang Dianggap Dan Keertian Statistiknya

Tafsiran bagi parameter yang dianggap bagi model logit adalah serupa dengan tafsiran yang terdapat di dalam model kebarangkalian linear.

### 2.3.8.2 Nilai Ramalan Fungsi Link ( $\eta_i$ ) Atau Penjelmaan $\eta_i$

Apabila satu set pembolehubah tak bersandar (bebas) diberi, kita akan dapat meramal nilai fungsi link ( $\eta_i$ ) bagi model logit dengan menggunakan hubungan  $\eta_i = \log [p_i / (1 - p_i)] = \sum_{j=0}^k \beta_j$  yang mana nilai  $\eta_i$  adalah ln bagi peluang.

### 2.3.8.3 Kesan Marginal Satu Pembolehubah Tak bersandar ( $X_j$ ) Terhadap $\eta_i$ Atau Penjelmaan $\eta_i$

Dengan merujuk kepada persamaan  $\eta_i = \log [p_i / (1 - p_i)] = \sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}$ , hubungan  $\eta_i$  dan  $X_j$  adalah hubungan yang linear, maka kesan marginal pembolehubah tak bersandar ( $X_j$ ) ke atas  $\eta_i$  kurang bermakna. Dengan mengambil eksponen bagi kedua-dua belah persamaan, kita akan mendapat persamaan berikut,

$$\frac{P(Y_i = 1)}{1 - P(Y_i = 1)} = \frac{p_i}{1 - p_i} = e^{\eta_i} = e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}} = \prod_{j=0}^k e^{\beta_j X_{ij}}$$

Nilai log peluang (*odds*) diberikan oleh  $\log [p_i / (1 - p_i)]$  dan nilai nisbah peluang diberikan oleh  $e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}$ . Daripada persamaan ini kita boleh lihat kesan marginal

pembolehubah tak bersandar ( $X_j$ ) ke atas nisbah peluang (*odds ratio*) yang mana ia merupakan ukuran yang biasa digunakan.

#### 2.3.8.4 Nilai Ramalan Bagi Kebarangkalian

Nilai ramalan kebarangkalian dalam model logit boleh dinyatakan sebagai,

$$P(Y_i = 1) = p_i = \frac{e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}}{1 + e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}}$$

Dengan rumus ini kita boleh meramal kebarangkalian bagi sesuatu peristiwa berdasarkan ciri-ciri tertentu yang dinyatakan.

#### 2.3.8.5 Kesan Marginal Satu Pembolehubah Tak bersandar ( $X_j$ ) Terhadap Kebarangkalian Sesuatu Peristiwa

Bagi model logit, kesan marginal satu pembolehubah tak bersandar ( $X_j$ ) terhadap kebarangkalian sesuatu peristiwa boleh diperolehi dengan membuat terbitan separa bagi fungsi kebarangkalian,  $P(Y_i = 1)$  terhadap pembolehubah  $X_j$ .

$$\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial X_j} = \frac{e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}}{\left(1 + e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}\right)^2} \beta_j = p_i (1 - p_i) \beta_j$$

yang mana  $p_i = P(Y_i = 1)$  dan  $1 - p_i = P(Y_i = 0)$ . Kesan marginal satu unit pembolehubah tak bersandar ( $X_j$ ) akan memberi kesan terhadap kebarangkalian sesuatu peristiwa sebanyak  $p_i (1 - p_i) \beta_j$ .

pembolehubah tak bersandar ( $X_j$ ) ke atas nisbah peluang (*odds ratio*) yang mana ia merupakan ukuran yang biasa digunakan.

#### 2.3.8.4 Nilai Ramalan Bagi Kebarangkalian

Nilai ramalan kebarangkalian dalam model logit boleh dinyatakan sebagai,

$$P(Y_i = 1) = p_i = \frac{e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}}{1 + e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}}$$

Dengan rumus ini kita boleh meramal kebarangkalian bagi sesuatu peristiwa berdasarkan ciri-ciri tertentu yang dinyatakan.

#### 2.3.8.5 Kesan Marginal Satu Pembolehubah Tak bersandar ( $X_j$ ) Terhadap Kebarangkalian Sesuatu Peristiwa

Bagi model logit, kesan marginal satu pembolehubah tak bersandar ( $X_j$ ) terhadap kebarangkalian sesuatu peristiwa boleh diperolehi dengan membuat terbitan separa bagi fungsi kebarangkalian,  $P(Y_i = 1)$  terhadap pembolehubah  $X_j$ .

$$\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial X_j} = \frac{e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}}{\left(1 + e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}\right)^2} \beta_j = p_i (1 - p_i) \beta_j$$

yang mana  $p_i = P(Y_i = 1)$  dan  $1 - p_i = P(Y_i = 0)$ . Kesan marginal satu unit pembolehubah tak bersandar ( $X_j$ ) akan memberi kesan terhadap kebarangkalian sesuatu peristiwa sebanyak  $p_i (1 - p_i) \beta_j$ .

Seterusnya tatacara bagi kaedah Newton-Raphson digunakan iaitu;

- (i) Mulakan dengan nilai  $m = 1$  dan dengan nilai  $b^{(0)} = 0$ , dapatkan nilai  $b^{(1)}$  dengan menggunakan persamaan (3.29).
- (ii) Teruskan dengan lelaran seterusnya iaitu bagi  $m = 2, 3, \dots$  dan dapatkan nilai  $b^{(m)}$  yang baru.
- (iii) Proses lelaran diteruskan hingga mendapat nilai  $b^{(m)} \approx b^{(m-1)}$ .

Nilai anggaran bagi  $\hat{\beta}_j$  bagi kaedah penganggar kebolehjadian maksimum bagi model probit ialah nilai  $b^{(m)}$  terakhir. Keadaan ini berlaku bila  $|b^{(m)} - b^{(m-1)}| < 0.1$ . Bagi sampel besar, kaedah kebolehjadian maksimum menghasilkan ciri-ciri penganggar yang saksama, cekap dan tertabur secara normal (Aldrich & Nelson, 1985).

### 2.3.9 Diagnosis Data Terpencil dan Data Berpengaruh

Kesemua diagnosis yang telah dibincangkan bagi model Logit digunakan juga bagi model Probit.

CIRI-CIRI KAJIAN	MODEL KEBARANGKALIAN LINEAR	MODEL LOGIT	MODEL PROBIT
Sejarah Penemuan	Ditemui oleh Johann Friedrich Carl Gauss pada tahun 1795	Ditemui oleh Joseph Berkson pada tahun 1944	Ditemui oleh C. R. Bliss pada tahun 1934
Model	<p>(1). <u>Model regresi linear berganda biasa</u></p> $\hat{Y}_i = Y_i = \sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i$ $= \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \dots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i$	$\hat{Y}_i = P(Y_i = 1   X_i) = p_i = \frac{e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}}{1 + e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}}$	$\hat{Y}_i = P(Y_i = 1   X_i) = p_i = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{z_i} e^{-\frac{u^2}{2}} du$ $= \Phi \left( \sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij} \right)$

	<p>(2). <u>Model regresi linear berganda berpemberat</u></p> $\hat{Y}_i = W_i Y_i$ $= \sum_{j=0}^k W_i \beta_j X_{ij} + W_i \varepsilon_i$ <p>(Kedua-dua model ini berbentuk linear)</p>	<p>Secara amnya,</p> $P(Y_i   X_i) = p_i^{Y_i} (1 - p_i)^{1-Y_i}$ <p>(Model ini berbentuk tidak linear)</p>	<p>Secara amnya,</p> $P(Y_i   X_i) = p_i^{Y_i} (1 - p_i)^{1-Y_i}$ <p>(Model ini berbentuk tidak linear)</p>
<p>Andaian Model Bagi Ralat (<math>\varepsilon_i</math>)</p>	<p>1. Ralat tak bersandar dengan <math>X_{ij}</math></p> <p>2. Ralat mempunyai min 0 dan varians malar serta tidak berkorelasi.</p> <p>3. Ralat rawak, <math>\varepsilon_i</math> tertabur secara normal iaitu <math>\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)</math></p>	<p>Ralat rawak tertabur secara fungsi taburan logistik.</p>	<p>Ralat rawak, <math>\varepsilon_i</math> tertabur secara taburan normal piawai.</p>
<p>Taburan Kebarangkalian Bagi Ralat (<math>\varepsilon_i</math>)</p>	<p>(1). <u>Model regresi linear berganda biasa</u></p> $E(\varepsilon_i) = 0, V(\varepsilon_i) = p_i(1 - p_i)$ <p>(Ralat adalah heteroskedastik iaitu varians ralat yang tidak tetap)</p> <p>(2). <u>Model regresi linear berganda berpemberat</u></p> $E(W_i \varepsilon_i) = 0, V(W_i \varepsilon_i) = 1$ <p>(Ralat adalah homoskedastik iaitu varians ralat yang tetap)</p>	<p>Ralat rawak tertabur secara fungsi taburan logistik dengan min 0 dan varians <math>\frac{\pi^2}{3}</math> iaitu,</p> $E(\varepsilon_i) = 0 \text{ dan } V(\varepsilon_i) = \frac{\pi^2}{3}$	<p>Ralat rawak, <math>\varepsilon_i</math> tertabur secara taburan normal piawai iaitu <math>\varepsilon_i \sim N(0, 1)</math> atau,</p> $E(\varepsilon_i) = 0 \text{ dan } V(\varepsilon_i) = 1$

	dan ralat tertabur secara taburan Normal iaitu $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$		
Kaedah Penganggaran Parameter $\beta$	<p>Kaedah kuasa dua terkecil biasa dan berpemberat iaitu dengan meminimumkan fungsi,</p> $\sum_{j=0}^k \varepsilon_i^2 = \sum_{j=0}^k (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \text{ dan } \sum_{j=0}^k W_i \varepsilon_i^2 = \sum_{j=0}^k W_i (Y_i - \hat{Y}_i)^2$	<p>Kaedah kebolehdajian maksimum dengan lelaran Newton-Raphson iaitu dengan memaksimumkan fungsi, <math>L(Y X, \beta) =</math></p> $\prod_{i=1}^n \left( \frac{e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}}{1 + e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}} \right)^{Y_i} \left( 1 - \frac{e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}}{1 + e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}}} \right)^{1-Y_i}$	<p>Kaedah kebolehdajian maksimum dengan lelaran Newton-Raphson iaitu dengan memaksimumkan fungsi, <math>L(Y X, \beta) =</math></p> $\prod_{i=1}^n \left[ \Phi \left( \sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij} \right) \right]^{Y_i} \left[ 1 - \Phi \left( \sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij} \right) \right]^{1-Y_i}$
Ciri-ciri Penganggaran	Saksama, kurang efisien (cekap) dan bersifat normal bila melibatkan sampel besar	Saksama, efisien dan bersifat normal bila melibatkan sampel besar	Saksama, efisien dan bersifat normal bila melibatkan sampel besar
Pengujian Hipotesis (Setiap Parameter)	Ujian $t$	Ujian $t$ dan statistik <i>Wald</i>	Ujian $t$ dan statistik <i>Wald</i>
Kebagusan Penyuaian	<p>Analisis varians (ujian <math>F</math>) dan nilai pekali penentuan,</p> $R^2 = \frac{\left[ 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - \sum_{j=0}^k \hat{\beta}_j X_{ij})^2}{\sum_{i=1}^n (r_i - \bar{r})^2} \right]^2}{\sum_{i=1}^n (r_i - \bar{r})^2}$	<p>Ujian statistik nisbah kebolehdajian (<math>c</math>), ujian khi kuasa dua dan pekali <i>pseudo</i> <math>R^2</math></p> $= \frac{c}{N + c}$	<p>Ujian statistik nisbah kebolehdajian (<math>c</math>), ujian khi kuasa dua dan pekali <i>pseudo</i></p> $R^2 = \frac{c}{N + c}$
Tafsiran Terhadap	Meliputi 5 perkara iaitu; (1). Tafsiran bagi tanda	Meliputi 5 perkara iaitu; (1). Tafsiran bagi tanda	Meliputi 5 perkara iaitu; (1). Tafsiran bagi tanda

Parameter Yang Dianggar	parameter yang dianggar	parameter yang dianggar	parameter yang dianggar
	(2). Nilai ramalan fungsi link ( $\eta_i$ )  (3). Kesan marginal satu pembolehubah ( $X$ ) terhadap $\eta_i$  (4). Nilai ramalan bagi $p_i$  (5). Kesan marginal satu pembolehubah $X$ terhadap $p_i$	(2). Nilai ramalan fungsi link ( $\eta_i$ )  (3). Kesan marginal satu pembolehubah ( $X$ ) terhadap $\eta_i$  (4). Nilai ramalan bagi $p_i$  (5). Kesan marginal satu pembolehubah $X$ terhadap $p_i$	(2). Nilai ramalan fungsi link ( $\eta_i$ )  (3). Kesan marginal satu pembolehubah ( $X$ ) terhadap $\eta_i$  (4). Nilai ramalan bagi $p_i$  (5). Kesan marginal satu pembolehubah $X$ terhadap $p_i$
Peratus Ketepatan Ramalan	Bandingkan $Y_i$ dengan $\hat{Y}_i$ secara manual (dalam 'Microsoft Excel') dengan % ketepatan =  $\frac{\text{bil. data yang tepat}}{\text{bilangan data}} \times 100$	Dinyatakan dalam output komputer bagi 'logistic regression analysis' dengan % ketepatan =  $\frac{\text{bil. data yang tepat}}{\text{bilangan data}} \times 100$	Bandingkan $Y_i$ dengan $\hat{Y}_i$ secara manual (dalam 'Microsoft Excel') dengan % ketepatan =  $\frac{\text{bil. data yang tepat}}{\text{bilangan data}} \times 100$
Diagnosis Multikoline ariti	Matriks parameter korelasi, ujian <i>VIF</i> , nilai eigen & indeks bersyarat dan kadar huraian varians	Matriks parameter korelasi, ujian <i>VIF</i> , nilai eigen & indeks bersyarat dan kadar huraian varians	Matriks parameter korelasi, ujian <i>VIF</i> , nilai eigen & indeks bersyarat dan kadar huraian varians
Diagnosis Data Terpencil Dan Berpengaruh	Reja terpiawai <i>Pearson</i> , reja terlaras, ujian reja terhapus <i>studentized</i> , nilai matriks <i>leverage hat (H)</i> , <i>COVRATIO</i> , <i>DFFITS</i> , jarak <i>Cook</i> dan <i>DfBeta</i> (Terdapat dalam	Reja terpiawai <i>Pearson</i> , reja terlaras, ujian reja terhapus <i>studentized</i> , nilai matriks <i>leverage hat(H)</i> , <i>COVRATIO</i> , <i>DFFITS</i> , jarak <i>Cook</i> dan <i>DfBeta</i> (Sebahagian terdapat dalam	Reja terpiawai <i>Pearson</i> , reja terlaras, ujian reja terhapus <i>studentized</i> , nilai matriks <i>leverage hat (H)</i> , <i>COVRATIO</i> , <i>DFFITS</i> , jarak <i>Cook</i> dan <i>DfBeta</i> (Sebahagian terdapat



	output komputer)	output komputer dan sebahagian lagi dikira dalam Microsoft Excel)	dalam output komputer dan sebahagian lagi dikira dalam Microsoft Excel)
--	------------------	---	---

## **BAB III**

### **ANALISIS DATA**

#### **3.1 Pendahuluan**

Ketiga-tiga model yang dibincangkan di dalam Bab 3 dianalisis secara praktikal menggunakan data sebenar menerusi aplikasi perisian '*SPSS for Windows Version 10*', '*Minitab Release 13.2*' dan '*Microsoft Excel 2000*'. Aturcara dalam Matlab di gunakan bagi mencari parameter yang tidak diketahui bagi model regresi linear berganda berpemberat dan model logit. Seterusnya perbandingan analisis di antara ketiga-tiga model akan dibentang dan diuraikan.

#### **3.2 Latar Belakang Data**

Penjagaan rapi bagi pesakit yang kritikal adalah komponen penting di dalam sistem penjagaan atau pengurusan hospital. Walaupun unit penjagaan rapi hanya melibatkan 5% pengurusan pesakit, ia menyumbangkan sumber penjagaan kesihatan yang amat penting. Unit Rawatan Rapi (*ICU*) telah diperkenalkan di Malaysia pada tahun 1968. Seterusnya *ICU* telah diperkembangkan dengan cepat dan sekarang ianya terdapat di hampir kesemua hospital di bawah Kementerian Kesihatan. Pertambahan keperluan

dari segi perubatan dan pembedahan pada abad ini telah menyebabkan peningkatan permintaan terhadap kemudahan di *ICU*. Baru-baru ini audit kematian peringkat kebangsaan telah menyimpulkan bahawa kematian pesakit di *ICU* menyumbangkan faktor kematian yang utama di hospital.

Bagi kajian ini, data diperolehi daripada *ICU* Hospital Sultanah Aminah, Johor Bahru. Terdapat 1311 pesakit yang terlibat dan data direkodkan bagi selang masa 1.1.2001 hingga 25.8.2002. Pembolehubah bersandar yang terlibat adalah status pesakit iaitu sama ada pesakit hidup atau meninggal dunia. Pembolehubah ini adalah berjenis kualitatif binari yang dikodkan kepada 1 jika pesakit itu meninggal dunia di hospital atau di *ICU*. Sebaliknya jika pesakit itu hidup semasa di hospital atau di *ICU*, pembolehubah akan dikodkan kepada 0. Dalam hal ini, jika pesakit meninggal dunia di luar daripada hospital atau *ICU*, ianya di luar skop kajian. Oleh itu pesakit dikira masih hidup dan kod 0 dicatat.

Pembolehubah tak bersandar pula terdiri daripada 67 pembolehubah iaitu melibatkan nama, alamat, jantina dan lain-lain. Dalam kajian tesis ini, hanya 8 pembolehubah tak bersandar yang disyaki mempunyai hubungan yang kuat terhadap pembolehubah status pesakit diambilkira. Pembolehubah tak bersandar ini berjenis kuantitatif dan kualitatif. Pembolehubah-pembolehubah tak bersandar yang dipilih ialah jantina, bangsa, tempoh tinggal di *ICU* dan hospital, kerosakan organ, penyakit yang sedia ada, skor *SAPS* II semasa 24 jam pertama di wad, skor *SAPS* II semasa keluar daripada wad dan skor *SAPS* II yang dikategorikan.

Umur pesakit yang dikaji ialah 12 tahun dan ke atas. Bagi pembolehubah tempoh tinggal di *ICU* dan hospital, data dikira setelah pesakit dimasukkan ke *ICU* dan kemudian dipindahkan ke wad biasa. Pembolehubah kegagalan organ adalah terdiri dari kegagalan organ pernafasan (*respiratory*), kegagalan sistem jantung dan salur darah (*cardiovascular*), kegagalan sistem saraf (*neurological*), kegagalan sistem buah pinggang (*renal*), kegagalan sistem hati (*hepatic*) dan kegagalan sistem darah (*haematologic*) seperti '*lymphoma*', '*leukimia*', '*multiple myeloma*' dan lain-lain.

Pembolehubah penyakit sedia ada (*co-morbid disease*) termasuklah kencing manis (*diabetes mellitus*), tekanan darah tinggi (*hypertension*), kekurangan oksigen pada jantung (*ischaemic heart disease*), asma (*asthma*), penghalang pada saluran pernafasan yang kronik (*chronic obstructive airway disease*), kemalangan pembuluh darah di otak (*cerebrovascular accident*), kegagalan sistem buah pinggang yang kronik (*chronic renal failure*), penyakit tisu penghubung atau tisu sendi (*connective tissue disease*) dan lain-lain.

Skor *SAPS II* atau '*simplified acute physiology score II*' adalah jumlah nilai skor bagi 15 pembolehubah yang dipilih. Ia diperkenalkan oleh Le Gall pada tahun 1993 dan diperkenalkan di kebanyakan hospital di benua Eropah dan Australia. Setiap pembolehubah akan dikategorikan mengikut skor tertentu. Pembolehubah tersebut ialah kadar denyutan jantung dalam 1 minit, tekanan darah, umur, suhu badan (dalam Celsius), peredaran udara dan tekanan oksigen, hasil urin, paras serum urea, ukuran darah putih (*WBC*), paras serum potassium, paras serum sodium, paras serum bikarbonat, paras bilirubin, skor koma glasgow (*GCS*), penyakit kronik dan jenis kemasukan pesakit ke wad.

Peredaran udara disukat menggunakan pecahan oksigen semasa menarik nafas ( $FiO_2$ ) dan tekanan udara yang berterusan disukat berdasarkan tekanan oksigen dalam arteri atau di dalam sampel gas arteri darah ( $PaO_2$ ). Skor koma glasgow disukat menggunakan hasil tindakbalas bukaan mata, tindakbalas otot-otot tertentu dan penjelasan perkataan yang diucapkan. Penyakit kronik dikategorikan kepada 4 kategori iaitu tiada penyakit utama, kanser yang telah merebak ke tempat lain (*metastatic cancer*), *haematologic* dan AIDS dengan AIDS mendapat markah kategori yang tertinggi.

Data bagi kajian tesis ini yang sebahagiannya telah diubahsuai dinyatakan di dalam Lampiran C1. Ringkasan jadual tentang pembolehubah tak bersandar,  $X$  yang dipilih untuk dianalisis diberi dalam Jadual 3.1.

**Jadual 3.1** : Ringkasan mengenai pembolehubah tak bersandar (*X*)

Bil.	Nama Pembolehubah	Jenis Pembolehubah	Kod Yang Digunakan	Keterangan
1	<i>Sex</i>	kualitatif binari	1=perempuan 2=laki	jantina bagi pesakit
2	<i>Race</i>	kualitatif kategori	1=Melayu 2=Cina 3=India 4=Orang Asli,, Bumiputera Sabah & Sarawak, warga luar negara dan lain-lain	bangsa bagi pesakit
3	<i>days_icu</i>	kuantitatif diskrit	—	bilangan hari pesakit tinggal di <i>ICU</i> dan hospital iaitu dikira bermula bila dimasukkan ke <i>ICU</i>
4	<i>org_fail</i>	kualitatif binari	1=tiada kerosakan organ 2=sekurang-kurangnya satu organ rosak	kerosakan organ sebelum dan semasa rawatan di <i>ICU</i>
5	<i>comorbid</i>	kualitatif binari	1=tidak menghidap sebarang penyakit 2=menghidap sekurang-kurangnya satu penyakit	penyakit sedia ada sebelum dirawat di <i>ICU</i>
6	<i>mec_vent</i>	kualitatif binari	1=pesakit tidak menggunakan mesin 2=pesakit menggunakan	pesakit menggunakan mesin <i>ventilator</i> atau mesin pernafasan

			mesin	
7	<i>s2s_adm</i>	kuantitatif diskrit	—	skor <i>SAPS II</i> semasa 24 jam pertama di wad
8	<i>s2s_disc</i>	kuantitatif diskrit	—	skor <i>SAPS II</i> sejurus sebelum keluar daripada wad
9	<i>s2s_4cat</i>	kualitatif kategori	1=skor <i>SAPS II</i> (a) dan (b) yang tidak bahaya 2=skor <i>SAPS II</i> (a) yang bahaya dan skor <i>SAPS II</i> (b) yang tidak bahaya 3=skor <i>SAPS II</i> (a) yang tidak bahaya dan skor <i>SAPS II</i> yang bahaya 4=skor <i>SAPS II</i> (a) dan (b) yang bahaya	skor <i>SAPS II</i> yang bahaya mempunyai nilai skor melebihi 43 atau nilai kebarangkalian kematian 0.5 dan ke atas.  <u>Nota :</u> (a) skor <i>SAPS II</i> semasa 24 jam pertama di wad. (b) skor <i>SAPS II</i> sejurus sebelum keluar daripada wad.

### 3.3 Metodologi Bagi Analisis Data

Terdapat beberapa metodologi yang perlu dilakukan bagi menganalisis data berdasarkan model kebarangkalian linear, model logit dan model probit iaitu,

1. Perisian 'SPSS for Windows Version 10', 'Microsoft Excel 2000' dan aturcara 'Minitab Release 13.2' digunakan untuk menganalisis data kajian.
2. Bagi model kebarangkalian linear, penganggar parameter  $\hat{\beta}_k$  diperolehi menggunakan kaedah kuasa dua terkecil biasa dan berpemberat. Bagi model logit dan probit pula, penganggar parameter  $\hat{\beta}_k$  diperolehi menggunakan kaedah kebolehdan maksimum.
3. Sebelum penganggar parameter  $\hat{\beta}_k$  diperolehi, diagnosis multikolineariti dilakukan terhadap data berpemberat (bagi model kebarangkalian linear) dan data asal (bagi model logit dan model probit).
4. Terdapat 3 cara pemilihan pembolehubah iaitu kaedah langkah demi langkah ke hadapan, kaedah langkah demi langkah penghapusan dari belakang dan kaedah secara manual berasaskan prinsip '*parsimonious model*'.
5. Bagi model kebarangkalian linear, langkah pertama yang perlu dilakukan ialah mendapatkan nilai setiap parameter  $\hat{\beta}_k$  dengan menggunakan kaedah penganggaran kuasa dua terkecil biasa yang mana kaedah masukan (*enter*) digunakan dengan 8 pembolehubah  $X$  terlibat. Nilai  $P(Y_i=1)$ , pemberat  $W_1$  dan  $W_2$  dikira di dalam 'Microsoft Excel' menggunakan persamaan (2.6), (3.5) dan (3.7) masing-masing yang mana nilai  $W_1 = [1/(P(Y_i)(1-P(Y_i)))]^1$  dan  $W_2 = [1/(P(Y_i)(1-P(Y_i)))]^{1/2}$ . Walaubagaimanapun terdapat nilai  $P(Y_i=1)$  berada di luar selang  $[0,1]$ . Sedikit pengubahsuaian dilakukan iaitu dengan menggantikan nilai  $P(Y_i=1) > 1$  dengan nilai 0.999 dan  $P(Y_i=1) < 0$  dengan nilai 0.001. Masalah heteroskedastik bagi model regresi linear berganda terjadi disebabkan oleh nilai varians ralat yang tidak tetap iaitu  $V(\varepsilon_i) = p_i(1 - p_i)$ . Hal ini diatasi dengan mendarabkan pemberat,  $W$  kepada model regresi linear berganda. Seterusnya

kaedah penganggaran kuasa dua terkecil berpemberat dilakukan dengan 8 pembolehubah  $X$  terlibat. Pemilihan pembolehubah  $X$  yang paling berpengaruh dilakukan berdasarkan kepada ketiga-tiga kaedah pemilihan pembolehubah. Model yang terbaik diperolehi dengan peratus ketepatan ramalan yang tertinggi. Nilai  $P(Y_i=1)$  dikira bagi setiap cerapan,  $i$  dan dibandingkan dengan nilai sebenar  $Y_i$ . Data itu dikira tepat sekiranya bagi nilai  $Y_i = 0$ , nilai  $P(Y_i=1) < 0.5$  dan bagi nilai  $Y_i = 1$ , nilai  $P(Y_i=1) \geq 0.5$ .

6. Bagi model logit, pemilihan pembolehubah yang paling berpengaruh diperolehi dengan menggunakan ketiga-tiga kaedah pemilihan pembolehubah.
7. Bagi model probit pula, pemilihan pembolehubah yang paling berpengaruh diperolehi hanya dengan menggunakan kaedah secara manual. Kaedah ini dimulai dengan memasukkan satu pembolehubah yang mempunyai peratus ketepatan ramalan yang tertinggi ke dalam model. Kaedah ini diteruskan dengan memasukkan pembolehubah kedua yang mempunyai peratus ketepatan ramalan yang kedua tinggi. Selanjutnya pembolehubah ketiga tertinggi hingga seterusnya dimasukkan dan disesuaikan dengan prinsip '*parsimonious model*'.
8. Setelah model terbaik diperolehi, analisis reja perlu dilakukan bagi memastikan andaian klasik bagi ralat dipenuhi.
9. Pengujian hipotesis bagi setiap parameter  $\beta_k$  diuji dengan menggunakan ujian  $t$  (model kebarangkalian linear) dan statistik *Wald* (model logit dan probit) bagi memastikan setiap pembolehubah  $X$  yang terpilih bererti.
10. Ujian kebagusan penyuaian yang dilakukan pula ialah analisis varians, nilai  $R^2$  (model kebarangkalian linear) serta nisbah kebolehdian dan nilai pseudo  $R^2$  (model logit dan model probit). Bagaimanapun menurut Aldrich dan Nelson (1985), nilai  $R^2$  dan pseudo  $R^2$  tidak boleh dijadikan perbandingan ukuran kerana perbezaan formula yang digunakan. Tambahan lagi tiada formula yang khusus bagi melakukan ujian kebagusan penyuaian terhadap pembolehubah  $Y$  yang binari dan kategori. Jadi nilai  $R^2$  dan pseudo  $R^2$  kurang sesuai digunakan dan tidak diketengahkan di dalam analisis data.
11. Seterusnya, setiap parameter yang dianggar bagi ketiga-tiga model akan ditafsirkan secara statistik.



12. Akhir sekali diagnosis data terpencil dan data berpengaruh dilakukan terhadap data bagi ketiga-tiga jenis model. Setelah didiagnosis, pemodelan akan dilakukan sekali lagi dan model dengan peratus ketepatan ramalan yang tertinggi akan diketengahkan sebagai model yang terbaik.

### 3.4 Analisis Data Terhadap Pembolehubah $X$ Yang Asal

Terdapat 8 pembolehubah yang dipilih iaitu;

- i. *sex*
- ii. *race*
- iii. *days\_icu*
- iv. *org\_fail*
- v. *comorbid*
- vi. *mec\_vent*
- vii. *s2s\_adm*
- viii. *s2s\_disc.*

#### 3.4.1 Model Kebarangkalian Linear

##### 3.4.1.1 Diagnostik Multikolineariti

Terdapat 5 ujian digunakan untuk mengesan multikolineariti iaitu;

- i. Nilai korelasi
- ii. Faktor tambahan varians (*VIF*)
- iii. Nilai eigen
- iv. Indeks bersyarat

v. Kadar huraian varians (*variance proportions*).

Multikolineariti wujud jika terdapat nilai korelasi yang melebihi 0.99, nilai *VIF* yang melebihi 10, nilai eigen yang kecil berbanding dengan nilai eigen yang lain, indeks bersyarat yang melebihi 1000 dan terdapat 2 atau lebih kadar huraian varians yang melebihi 0.99.

Jadual 3.2 menunjukkan tiada nilai korelasi yang melebihi 0.99 dan tiada nilai *VIF* yang melebihi 10. Jadual 3.3 pula menunjukkan tiada nilai eigen yang kecil berbanding dengan nilai eigen yang lain. Nilai indeks bersyarat pula bernilai 21.868 (<1000). Juga tidak terdapat kadar huraian varians yang melebihi 0.99. Jadi jelas di sini bahawa multikolineariti tidak wujud di antara pembolehubah-pembolehubah *X*.

**Jadual 3.2 :** Nilai korelasi dan faktor tambahan varians bagi data berpemberat

		mec_ vent	s2s_ disc	sex	race	days_ icu	org_ fail	comor bid	s2s_ adm	Tolerance	VIF
Pearson Correlation	mec_vent	1.000	.514	.093	.009	.004	.515	.017	.551	.643	1.555
	s2s_disc	.514	1.000	.097	.010	-.124	.819	.309	.802	.217	4.606
	sex	.093	.097	1.000	-.002	.054	.046	-.125	.034	.947	1.055
	race	.009	.010	-.002	1.000	-.011	.072	-.042	.065	.980	1.021
	days_icu	.004	-.124	.054	-.011	1.000	-.061	-.045	-.191	.935	1.070
	org_fail	.515	.819	.046	.072	-.061	1.000	.223	.732	.300	3.334
	comorbid	.017	.309	-.125	-.042	-.045	.223	1.000	.180	.847	1.180
	s2s_adm	.551	.802	.034	.065	-.191	.732	.180	1.000	.303	3.300

a Weighted Least Squares Regression - Weighted by A\_W1\_1

**Jadual 3.3 : Nilai eigen dan kadar huraian varians bagi data berpemberat**

## Collinearity Diagnostics

Model	Dimen sion	Eigen value	Condition Index	Vari   ance   Propo   rtions								
				(Constant)	mec_ vent	s2s_ disc	sex	race	days_ icu	org_ fail	comor bid	s2s_ adm
1	1	3.149	1.000	.00	.03	.02	.00	.00	.00	.02	.01	.02
	2	1.276	1.571	.22	.01	.00	.23	.05	.15	.00	.01	.00
	3	1.059	1.724	.14	.03	.00	.10	.01	.01	.00	.48	.00
	4	1.010	1.766	.00	.00	.00	.01	.74	.16	.00	.02	.00
	5	.918	1.852	.08	.01	.00	.22	.10	.56	.00	.01	.00
	6	.732	2.074	.30	.14	.01	.38	.07	.03	.00	.16	.00
	7	.466	2.600	.17	.73	.02	.02	.03	.02	.07	.24	.02
	8	.246	3.579	.02	.03	.00	.00	.00	.07	.48	.00	.68
	9	.144	4.669	.06	.00	.95	.04	.02	.00	.42	.07	.27

a Dependent Variable: STATUS

b Weighted Least Squares Regression - Weighted by A\_W1\_1

**3.4.1.2 Pemodelan**

Langkah pertama yang perlu dilakukan dalam kaedah ini ialah menggunakan kaedah penganggaran kuasa dua terkecil biasa dengan kaedah masukan (*enter*). Merujuk kepada Jadual 3.4, model regresi linear berganda dengan peratus ketepatan ramalan 91.61% dinyatakan sebagai,

$$P(Y_i=1) = -0.273 + 0.00537 \text{ sex} + 0.00763 \text{ race} + 0.0001398 \text{ days\_icu} + 0.04854 \text{ org\_fail} + 0.01222 \text{ comorbid} + 0.05787 \text{ mec\_vent} - 0.0009219 \text{ s2s\_adm} + 0.01144 \text{ s2s\_disc}.$$

**Jadual 3.4 : Model 1 bagi model regresi linear berganda biasa**

Coefficients <sup>a</sup>					
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-.273	.052	-5.298	.000
	SEX	5.370E-03	.015	.357	.721
	RACE	7.630E-03	.008	.968	.333
	DAYS_ICU	1.398E-04	.001	.197	.844
	ORG_FAIL	4.854E-02	.019	2.495	.013
	COMORBID	1.222E-02	.015	.805	.421
	MEC_VENT	5.787E-02	.021	2.808	.005
	S2S_ADM	-9.22E-04	.001	-.042	.986
	S2S_DISC	1.144E-02	.000	34.613	.000

a. Dependent Variable: STATUS

Terdapat 300 data bagi nilai  $P(Y_i = 1)$  yang berada di luar  $[0,1]$  dan pengubahsuaian perlu dilakukan. Nilai pemberat  $W_1$  dan  $W_2$  juga dikira. Seterusnya bagi mengatasi masalah heteroskedastik, kaedah penganggaran kuasa dua terkecil berpemberat dilakukan. Setelah analisis data dilakukan, model yang terbaik dengan 6 pembolehubah  $X$  dipilih (Jadual 3.3). Model ini diperolehi dengan kaedah langkah demi langkah penghapusan dari belakang dengan menggunakan pemberat  $W_1$  yang mana peratus ketepatan ramalannya ialah 91.46%. Walaubagaimanapun terdapat 124 data bagi nilai  $P(Y_i = 1)$  berada di luar selang  $[0,1]$ . Model kebarangkalian linear tersebut dinyatakan seperti berikut,

$$\begin{aligned}\hat{Y}_i = P(Y_i = 1) = & -0.259 + 0.01178 \text{ sex} + 0.008635 \text{ race} + 0.115 \text{ org\_fail} \\ & + 0.0607 \text{ mec\_vent} - 0.002097 \text{ s2s\_adm} + 0.009766 \text{ s2s\_disc}\end{aligned}$$

**Jadual 3.5** : Model 1 bagi model kebarangkalian linearCoefficients<sup>a,b</sup>

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
3	(Constant)	-.259	.021		-12.518	.000
	SEX	1.178E-02	.007	.012	1.677	.094
	RACE	8.635E-03	.004	.015	2.132	.033
	ORG_FAIL	.115	.013	.118	9.126	.000
	MEC_VENT	6.070E-02	.009	.060	6.859	.000
	S2S_ADM	-2.10E-03	.000	-.120	-9.470	.000
	S2S_DISC	9.766E-03	.000	.928	62.890	.000

a. Dependent Variable: STATUS

b. Weighted Least Squares Regression - Weighted by A\_W1\_1

Kebagusan penyuaian melalui ujian analisis varians menunjukkan model adalah bererti pada aras keertian 5% dengan nilai  $P(F > 3048.996) = 0.000$  (Jadual 3.6). Jadi kita menolak  $H_0$  yang menyatakan semua parameter  $\beta_k = 0$  (kecuali  $\beta_0$ ) dan menerima  $H_1$  yang menyatakan sekurang-kurangnya satu parameter  $\beta_k \neq 0$  bagi 6 pembolehubah  $X$  yang dipilih. Dengan ujian satu hujung  $t$ , anggaran parameter bagi 6 pembolehubah  $X$  yang dipilih juga bererti pada aras keertian,  $\alpha = 0.1$  (Jadual 3.5).

**Jadual 3.6** : Analisis varians 1 bagi model kebarangkalian linearANOVA<sup>d,e</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
3	Regression	73559.097	6	12259.850	3048.996	.000 <sup>c</sup>
	Residual	5243.314	1304	4.021		
	Total	78802.411	1310			

c. Predictors: (Constant), S2S\_DISC, RACE, SEX, MEC\_VENT, S2S\_ADM, ORG\_FAIL

d. Dependent Variable: STATUS

e. Weighted Least Squares Regression - Weighted by A\_W1\_1

Menggunakan kaedah pemilihan pembolehubah secara manual dengan prinsip '*parsimonious model*', terdapat 2 pembolehubah yang memaksimumkan peratus ketepatan ramalan iaitu sebanyak 91.69% (Jadual 3.7). Model ini diperolehi dengan kaedah masukan (*enter*) dengan pemberat  $W_1$ . Walaubagaimanapun terdapat 116 nilai  $P(Y_i = 1)$  berada di luar selang  $[0, 1]$ . Model kebarangkalian linear dinyatakan sebagai,

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 5	MEC_VENT(1)	.672	.178	14.221	1	.000	1.958
	S2S_DISC	.093	.006	235.949	1	.000	1.097
	COMORBID(1) by DAYS_ICU	.028	.008	11.329	1	.001	1.028
	MEC_VENT(1) by ORG_FAIL(1)	.274	.132	4.326	1	.038	1.315
	COMORBID(1) by MEC_VENT(1)	-.392	.161	5.919	1	.015	.676
	Constant	-4.833	.269	321.599	1	.000	.008

- a. Variable(s) entered on step 1: S2S\_DISC.  
b. Variable(s) entered on step 2: MEC\_VENT.  
c. Variable(s) entered on step 3: COMORBID \* DAYS\_ICU .  
d. Variable(s) entered on step 4: COMORBID \* MEC\_VENT .  
e. Variable(s) entered on step 5: MEC\_VENT \* ORG\_FAIL .

Kebagusan penyuaian melalui ujian khi-kuasa dua menunjukkan model adalah bererti pada aras keertian 5% dengan nilai  $P(\chi^2 > 1021.062) = 0.000$  (Jadual 3.26). Jadi kita tolak  $H_0$  dan menerima  $H_1$  yang menyatakan sekurang-kurangnya satu parameter  $\beta_k \neq 0$  bagi 5 pembolehubah  $X$  atau pembolehubah interaksi yang dipilih. Dengan ujian satu hujung *Wald*, anggaran parameter bagi 5 pembolehubah  $X$  atau pembolehubah interaksi yang dipilih juga bererti pada aras keertian 5% (Jadual 3.26).

Bagaimanapun pemodelan logit dalam persamaan 3.11 tidak dipilih sebagai model yang terbaik kerana disyaki multikolineariti wujud di antara pembolehubah  $X$  atau pembolehubah interaksi. Multikolineariti yang mungkin wujud ialah di antara pembolehubah *mec\_vent* dan *comorbid\*mec\_vent*, *mec\_vent* dan *mec\_vent\*org\_fail*, *comorbid\*mec\_vent* dan *mec\_vent\*org\_fail*, *comorbid\*days\_icu* dan *comorbid\*mec\_vent*. Walaubagaimanapun kajian mengenai multikolineariti di antara pembolehubah  $X$  atau pembolehubah interaksi tersebut tidak dijalankan di dalam tesis ini.

### 3.7 Diagnosis Data Terpencil dan Data Berpengaruh

Jadual 3.27 merupakan ketaksamaan ujian-ujian bagi menunjukkan kehadiran data terpencil dan berpengaruh.

**Jadual 3.27 :** Syarat-syarat bagi ketaksamaan ujian bagi mengesan kehadiran data terpencil dan data berpengaruh

Bil.	Jenis Ujian	Syarat Ketaksamaan Ujian
1	Nilai Reja ( $R$ )	$ R_i $ yang besar
2	Reja Terpiawai <i>Pearson (PSR)</i>	$ PSR_i  > 3$
3	Reja Terlaras ( $AR$ )	$ AR_i  > 3$
4	Reja Terhapus <i>Studentized (SDR)</i>	$ SDR_i  > t(0.05, n-p-1) = 1.96$
5	Nilai <i>Leverage</i>	$Leverage_i > 2p/n = 0.003051$
6	<i>COVRATIO</i>	$COVRATIO_i > 1+3p/n = 1.00458$ atau $COVRATIO_i < 1-3p/n = 0.99542$
7	<i>DFFITS</i>	$ DFFITS_i  > 2\sqrt{p}/n = 0.00216$
8	<i>Dfbeta</i>	$ Dfbeta_i  > 2/\sqrt{n} = 0.05524$
9	Jarak <i>Cook, D</i>	$\frac{(D_i - 1/F(p, n-p-1))}{1/F(p, n-p-1)} \times 100 > 50\%$ $= \frac{(D_i - 0.33445)}{0.33445} \times 100 > 50\%$ <p>(<math>n</math> = bilangan data, <math>p</math> = bilangan pembolehubah <math>X</math>)</p>

Jadual 3.28 pula memaparkan bilangan data yang dapat dikesan sebagai data yang terpencil atau data berpengaruh bagi ketiga-tiga jenis model. Terdapat juga ujian yang tidak lengkap atau tidak terdapat di dalam perisian yang digunakan. Jadual 3.28 menunjukkan bahawa dalam ujian *Dfbeta*, tidak terdapat langsung data berpengaruh. Dalam ujian jarak *Cook* pula, semua data adalah merupakan data berpengaruh (bagi model kebarangkalian linear). Jadi ujian bagi mengesan data berpengaruh agak kurang sesuai digunakan kerana terdapat percanggahan bilangan data yang dikesan sebagai data berpengaruh.

**Jadual 3.28 :** Bilangan data yang dikesan sebagai data terpencil atau data berpengaruh

Bil.	Jenis Ujian	Mengenalpasti	Model Kebarangkalian linear	Model Logit	Model Probit
1	Reja Terpiawai <i>Pearson</i>	Data terpencil $\hat{Y}$	18	32	23
2	Reja Terlaras	Data terpencil $\hat{Y}$	18	32	23
3	Reja Terhapus <i>Studentized</i>	Data terpencil $\hat{Y}$	14	51	Tidak terdapat dalam output
4	Nilai <i>Leverage</i>	Data terpencil $X$	312	244	136
5	<i>COVRATIO</i>	Data berpengaruh dan terpencil	319	Tidak terdapat dalam output	Tidak terdapat dalam output
6	<i>DFFITs</i>	Data berpengaruh	7	Tidak terdapat dalam output	Tidak terdapat dalam output
7	$Dfbeta : \beta_0$ $\beta_1$ $\beta_2$	Data berpengaruh	$\beta_0 : 0$ $\beta_1 : 0$ $\beta_2 : 0$	$\beta_0 : 3$ $\beta_1 : 0$ $\beta_2 : 0$	Tidak terdapat dalam output
8	Jarak <i>Cook</i>	Data berpengaruh	1311	1311	Tidak terdapat dalam output

Ujian reja terpiawai *Pearson* dan reja terlaras memaparkan bilangan data terpencil  $\hat{Y}$  yang sama kerana kehadiran nilai leverage yang kecil kurang memberi kesan terhadap rumus reja terlaras. Jadi ujian yang sesuai digunakan di sini ialah reja terpiawai *Pearson* (menganalisis data terpencil  $\hat{Y}$ ) dan nilai *leverage* (menganalisis data terpencil  $X$ ). Bagaimanapun menurut Ferguson (1979), bagi mendiagnosis sesuatu data adalah mencukupi hanya dengan menggunakan ujian data terpencil  $\hat{Y}$ .

Menurut Andersen (1997) reja terpiawai *Pearson* merupakan diagnosis yang utama di dalam menganalisis sisihan model kerana nilai reja,  $e_i \sim N(0,1)$ . Oleh itu hanya ujian reja terpiawai *Pearson* digunakan dalam kajian ini yang mana ujian tersebut mengukur semua data  $Y$ ,  $X_1$  dan  $X_2$  yang terpencil secara keseluruhannya. Jadual 3.29







### 3.7.2 Model Logit

Berpandukan kepada Jadual 3.15, peratus ketepatan ramalan model sebelum diagnosis dilakukan ialah sebanyak 91.91%. Analisis data terpencil menunjukkan bahawa terdapatnya 32 data yang dikenalpasti sebagai data terpencil iaitu bila  $|reja\ terpiawai\ Pearson| > 3$ . Peratus ketepatan ramalan sebanyak 94.68% diperolehi setelah 32 data terpencil tersebut dibuang. Oleh itu diagnosis data terpencil adalah berkesan kerana peratus ketepatan ramalan telah dapat ditingkatkan sebanyak 2.77%.

### 3.7.3 Model Probit

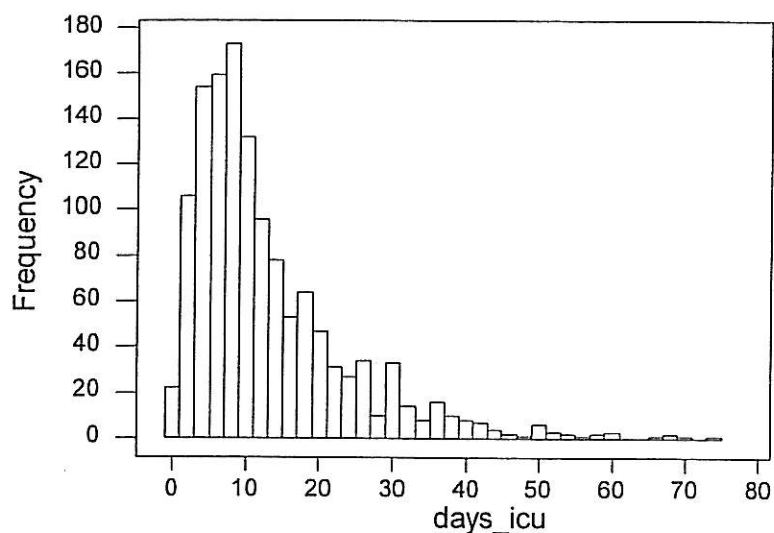
Jadual 3.15 memaparkan peratus ketepatan ramalan model sebelum diagnosis data terpencil sebanyak 91.84%. Analisis data terpencil menunjukkan bahawa terdapat 23 data yang dikenalpasti sebagai data terpencil iaitu bila  $|reja\ terpiawai\ Pearson| > 3$ . Setelah 23 data terpencil tersebut dibuang, didapati peratus ketepatan ramalannya ialah 93.67%. Oleh itu diagnosis data terpencil adalah berkesan kerana peratus ketepatan ramalan telah meningkat sebanyak 1.83%.

## 3.8 Model Terbaik

Daripada Jadual 3.15, didapati model logit adalah model terbaik dengan peratus ketepatan ramalan yang tertinggi iaitu 91.91%. Analisis data terpencil mengenalpasti 32 data terpencil. Apabila 32 data tersebut dibuang, didapati peratus ketepatan ramalan menjadi 94.68% iaitu peningkatan sebanyak 2.77%.

Merujuk kepada Rajah 3.9, bentuk taburan data '*survival*' adalah tidak normal iaitu pencong ke kanan. Ianya dikelaskan sebagai 'bukan parameter'. Terdapat 2 kaedah

yang boleh dilakukan iaitu kaedah anggaran '*product limit*' (had produk) Kaplan dan Meier dan analisis '*life-table*' (jadual hayat) (Lee, 1980).



**Rajah 3.9** : Histogram menunjukkan taburan analisis data '*survival*' bagi kajian kes

Jadual 3.30 memaparkan secara terperinci 32 data terpencil yang terdapat di dalam data berasaskan model logit. Berasaskan rekod database komputer dan rekod asal (rekod secara manual), terdapat 13 data terpencil yang berlaku disebabkan oleh kesilapan manusia atau mesin. Lapan data iaitu data yang ke 193, 224, 600, 685, 790, 917, 1131 dan 1154 adalah bagi kes pesakit yang mempunyai nilai skor *s2s\_disc* melebihi 70 yang mana jangkaan kebarangkalian kematian beliau agak tinggi iaitu melebihi 0.85.

**Jadual 3.30** : 32 data terpencil bagi model logit

No.	status	sex	race	days_icu	Org_fail	comorbid	mec_vent	s2s_adm	s2s_disc	Reja Terpiawai Pearson (>3)
7	1	1	1	8	1	2	1	34	29	3.1791
105	1	1	1	3	2	2	1	27	23	4.2224
117	1	2	1	1	2	2	1	21	21	4.6362
141	1	1	1	15	2	1	2	45	17	3.4260

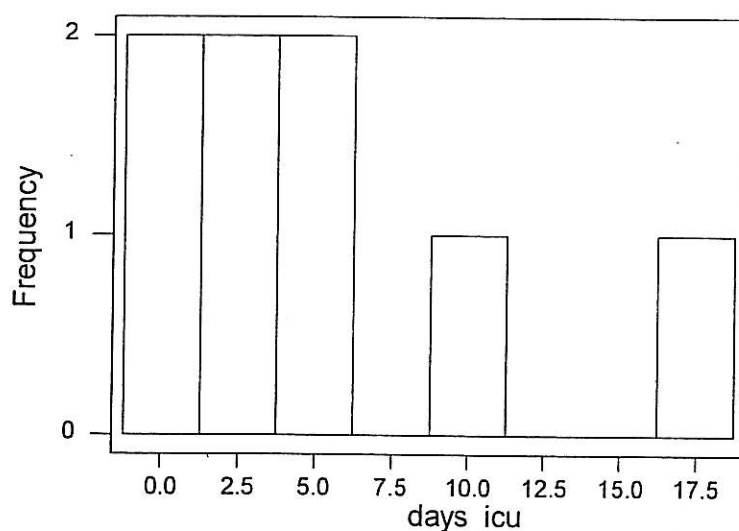
193	0	1	2	9	2	2	2	66	75	-4.4472
224	0	1	1	3	2	2	2	65	71	-3.6876
433	1	1	2	17	1	1	2	48	18	3.2691
441	1	1	2	12	1	2	1	44	18	5.3346
456	1	2	4	7	1	1	2	31	11	4.5393
600	0	2	1	6	2	1	2	23	77	-4.8839
685	0	1	4	1	2	2	2	100	83	-6.4687
710	1	1	1	14	2	1	2	48	13	4.1329
721	1	2	3	1	2	1	2	27	19	3.1193
728	1	1	1	17	2	2	2	72	11	4.5393
745	1	2	2	13	2	1	2	0	0	7.6036
757	1	2	2	1	2	1	2	0	0	7.6036
765	1	2	3	26	1	2	1	18	11	7.4035
783	1	2	3	19	1	2	1	15	11	7.4035
790	0	2	2	6	2	2	2	54	73	-4.0496
794	1	1	1	60	2	2	2	45	16	3.5905
868	1	2	1	60	2	1	2	46	8	5.2250
871	1	1	1	4	1	2	2	25	10	4.7572
872	1	2	1	40	1	2	2	29	13	4.1329
917	0	2	1	3	2	2	2	73	71	-3.6876
1092	1	1	1	32	1	2	2	35	19	3.1193
1096	1	1	2	37	1	2	1	26	23	4.2224
1131	0	1	1	1	2	2	2	101	101	-15.0389
1150	1	1	1	11	2	2	2	40	15	3.7629
1154	0	2	2	18	2	2	2	47	87	-7.8021
1182	1	1	1	31	2	2	2	36	13	4.1329
1196	1	2	1	2	1	2	1	28	20	4.8581
1206	1	1	1	41	1	1	2	18	7	5.4758

Pesakit-pesakit tersebut tidak meneruskan rawatan di hospital, sebaliknya tinggal di rumah pesakit di atas permintaan keluarga pesakit atau berpindah ke hospital lain. Kesilapan berlaku bila pembolehubah *status* dikodkan kepada 0 iaitu pesakit hidup walhal pesakit mempunyai jangkaan kebarangkalian kematian yang agak tinggi iaitu melebihi 0.85.

Cox dan Oakes (1990) serta Collett (1994) menyatakan sekiranya terdapat pemerhatian data yang tidak lengkap diperhatikan dalam masa tempoh pemerhatian, ia dikenali sebagai '*censoring*' (tapisan) dan terbahagi kepada 2 iaitu '*right censoring*' dan '*left censoring*'. Data kajian kes adalah dikelaskan sebagai '*right censoring*' kerana

terdapat beberapa pesakit yang dikategorikan sebagai '*prognosis to grave*' (diramalkan mati oleh doktor). Pesakit ini mempunyai nilai *s2s\_disc* yang tinggi dan mereka keluar dari hospital kerana berpindah ke hospital lain atau dibawa balik ke rumah untuk dijaga oleh keluarga mereka. Jadi pemerhatian status pesakit tidak dapat dilakukan kerana terputus hubungan dengan pihak hospital.

Merujuk kepada Rajah 3.10 juga, 8 data '*right censoring*' tersebut tidak tertabur secara taburan normal. Collett (1994) menyatakan analisis data '*survival*' bagi kes '*censoring*' tidak tertakluk kepada prosedur biasa dalam analisis data kerana taburan data '*survival*' biasanya tidak normal dan ianya boleh dibuang dari analisis data kerana status pesakit tidak dapat diperhatikan lagi kerana pesakit terputus hubungan dengan pihak hospital.



**Rajah 3.10 :** Histogram menunjukkan taburan analisis data '*survival*' bagi 8 data terpencil

Data yang ke 105, 117 dan 1196 adalah bagi kes pesakit yang meninggal dunia dan tidak sempat menggunakan mesin pernafasan kerana kekurangan mesin pernafasan pada ketika itu sedangkan nilai skor *s2s\_disc* pesakit adalah rendah iaitu kurang daripada

24 dengan jangkaan kebarangkalian kematian kurang daripada 0.14. Bagi data yang ke 745 dan 757 pula, berlaku kesilapan manusia iaitu data bagi pembolehubah  $s2s\_adm$  dan  $s2s\_disc$  tidak direkodkan oleh petugas hospital terlibat sedangkan pesakit tersebut telah meninggal dunia.

Berdasarkan kepada faktor kesilapan manusia atau mesin dan juga data berjenis 'right censoring' tersebut, maka data terpencil tersebut perlu dibuang. Pemodelan logit dilakukan sekali lagi bagi mendapatkan model terbaik. Analisis data dilakukan dengan kaedah masuk (*enter*) dengan peratus ketepatan ramalan sebanyak 93.53% (Jadual 3.31). Model logit yang terbaik ini dinyatakan sebagai,

$$\hat{Y}_i = P(Y_i=1) = \frac{e^{-5.407 + 0.638 \text{mec\_vent} + 0.119 s2s\_disc}}{1 + e^{-5.407 + 0.638 \text{mec\_vent} + 0.119 s2s\_disc}} \quad (3.12)$$

$$\text{atau } \text{logit}(Y_i) = -5.407 + 0.638 \text{mec\_vent} + 0.119 s2s\_disc$$

yang mana  $\text{mec\_vent}$  dikodkan kepada -0 bagi kes tiada mesin 'ventilator' yang digunakan oleh pesakit dan  $\text{mec\_vent}$  dikodkan kepada 1 bagi kes mesin 'ventilator' digunakan oleh pesakit.

**Jadual 3.31** : Model 4 bagi model logit

Block 0: Beginning Block

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 0	Constant	-.841	.060	193.442	1	.000	.431

Block 1: Method = Enter

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	1106.559	2	.000
	Block	1106.559	2	.000
	Model	1106.559	2	.000

Classification Table<sup>a</sup>

Observed			Predicted		
			STATUS		Percentage Correct
			.00	1.00	
Step 1	STATUS	.00	889	18	98.0
		1.00	66	325	83.1
Overall Percentage			93.5		

a The cut value is .500

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1	MEC_VENT(1)	.638	.194	10.780	1	.001	1.893
	S2S_DISC	.119	.008	203.587	1	.000	1.126
	Constant	-5.407	.313	299.135	1	.000	.004

a. Variable(s) entered on step 1: MEC\_VENT, S2S\_DISC.

Berpandukan kepada Jadual 3.31, pada 'Block 0', nilai  $\beta_0$  adalah bererti pada aras keertian  $\alpha = 0.05$ . Maka  $H_0$  yang menyatakan pekali  $\beta_0 = 0$  ditolak. Seterusnya pada 'Block 1', kebagusan penyuaian melalui ujian khi-kuasa dua menunjukkan model adalah bererti pada aras keertian 5% dengan nilai  $P(\chi^2 > 1106.559) = 0.000$ . Jadi kita tolak  $H_0$  dan menerima  $H_1$  yang menyatakan sekurang-kurangnya satu parameter  $\beta_k \neq 0$  bagi 2 pembolehubah  $X$ . Dengan ujian satu hujung *Wald*, anggaran parameter bagi 2 pembolehubah  $X$  yang dipilih juga bererti pada aras keertian 5%.

Tafsiran parameter bagi model logit adalah merujuk kepada model yang terbaik iaitu model persamaan (3.12) dengan parameter  $\beta_0 = -5.407$ ,  $\beta_1 = 0.638$  dan  $\beta_2 = 0.119$ . Nilai  $\beta_1$  dan  $\beta_2$  yang positif menunjukkan kebarangkalian kematian akan meningkat dengan meningkatnya nilai pembolehubah *mec\_vent* dan *s2s\_disc*.

Kesan margin pembolehubah  $X_1 = 1$  (pesakit menggunakan mesin 'ventilator') terhadap nisbah peluang ialah,

$$e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{ij}} = e^{-5.407} e^{0.638(1)} e^{0.119 s2s\_disc} \quad (3.13)$$



Kesan margin pembolehubah  $X_1 = -1$  (pesakit tidak menggunakan mesin 'ventilator') terhadap nisbah peluang ialah,

$$e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{1j}} = e^{-5.407} e^{0.638 (-1)} e^{0.119 s2s\_disc} \quad (3.14)$$

Bila persamaan (3.13) dibahagi dengan (3.14), nisbah peluang antara pesakit yang menggunakan mesin 'ventilator' dengan pesakit yang tidak menggunakan mesin 'ventilator' ialah sebanyak 3.582 kali dengan syarat skor  $s2s\_disc$  ditetapkan.

Kesan margin pembolehubah  $X_2 = c$  (skor  $s2s\_disc = c$ ) terhadap nisbah peluang ialah,

$$e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{2j}} = e^{-5.407} e^{0.638 mec\_vent} e^{0.119 c} \quad (3.15)$$

Kesan margin pembolehubah  $X_2 = c+d$  (skor  $s2s\_disc = c+d$ ) terhadap nisbah peluang ialah,

$$e^{\sum_{j=0}^k \beta_j X_{2j}} = e^{-5.407} e^{0.638 mec\_vent} e^{0.119(c+d)} \quad (3.16)$$

dengan  $c$  dan  $d$  adalah sebarang nombor integer  $\geq 0$ . Bila persamaan (3.15) dibahagi dengan (3.16), nisbah peluang antara skor  $s2s\_disc$  pesakit =  $c + d$  (pertambahan sebanyak  $d$ ) dengan skor  $s2s\_disc$  pesakit =  $c$  ialah sebanyak  $e^{0.119 d}$  atau  $(1.1264)^d$  kali dengan syarat  $mec\_vent$  ditetapkan.

Kesan margin pembolehubah  $X_1$  ( $mec\_vent$ ) terhadap  $P(Y_i = 1)$  diperolehi dari formula  $\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial X_{11}} = p_i(1-p_i)\beta_1 = 0.638 p_i(1-p_i)$ . Begitu juga kesan margin

pembolehubah  $X_2$  ( $s2s\_disc$ ) terhadap  $P(Y_i = 1)$  diperolehi dari formula  $\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial X_{12}} =$

$p_i(1-p_i)\beta_2 = 0.119 p_i(1-p_i)$ . Tafsiran yang paling bermakna ialah mengira nilai  $P(Y_i = 1)$  bila sebarang nilai pembolehubah  $mec\_vent$  dan  $s2s\_disc$  diberi. Dengan ini

jangkaan kebarangkalian kematian seseorang yang dimasukkan ke *ICU* dapat diramalkan dengan hanya berasaskan kepada 2 nilai pembolehubah iaitu pembolehubah *mec\_vent* dan *s2s\_disc*.

## BAB IV

### KESIMPULAN DAN CADANGAN

#### 4.1 Kesimpulan

Dalam kajian projek ini, pembolehubah bersandar adalah berjenis kualitatif binari, sementara pemboleh ubah tak bersandar berjenis binari, kategori dan selang. Pemilihan pembolehubah paling berpengaruh adalah berasaskan kepada 2 kaedah iaitu nilai reja terpiawai *Pearson* dan kaedah manual. Bagi nilai reja terpiawai *Pearson*, model yang lebih menghampiri taburan normal piawai akan dipilih sebagai model yang lebih baik. Setelah analisis data dilakukan terhadap data asal, model logit yang menggunakan kaedah penganggaran kebolehjadian maksimum menjadi model yang terbaik dengan peratus ketepatan ramalan sebanyak 91.1%. Ini bersesuaian dengan andaian Aldrich dan Nelson (1985) serta Finney (1971) yang menyatakan bahawa kaedah penganggaran kebolehjadian maksimum akan menghasilkan kesimpulan yang lebih baik dan lebih efisien bila melihatkan sampel besar. Ini mungkin juga disebabkan banyak data bagi nilai ramalan  $Y$  bagi model kebarangkalian linear terkeluar daripada selang  $[0,1]$  iaitu sebanyak 116 data. Jadi kebarangkalian linear kurang sesuai digunakan.

Kebarangkalian kematian seseorang juga meningkat dengan meningkatnya nilai pembolehubah *mec\_vent* dan *s2s\_disc*. Nilai ramalan bagi kebarangkalian kematian seseorang dapat diramalkan bila nilai-nilai bagi pembolehubah *mec\_vent* dan *s2s\_disc* diketahui. Nisbah peluang antara pesakit yang menggunakan mesin 'ventilator' dengan pesakit yang tidak menggunakan mesin 'ventilator' ialah

sebanyak 3.582 kali dengan syarat skor  $s2s\_disc$  ditetapkan. Nisbah peluang antara skor  $s2s\_disc$  pesakit =  $c + d$  (pertambahan sebanyak  $d$ ) dengan skor  $s2s\_disc$  pesakit =  $c$  ialah sebanyak  $e^{0.119d}$  atau  $(1.1264)^d$  kali dengan syarat  $mec\_vent$  ditetapkan. Kesan margin pembolehubah  $X_1$  ( $mec\_vent$ ) terhadap  $P(Y_i = 1)$  ialah sebanyak  $0.638 p_i(1-p_i)$ . Begitu juga kesan margin pembolehubah  $X_2$  ( $s2s\_disc$ ) terhadap  $P(Y_i = 1)$  ialah  $0.119 p_i(1-p_i)$ .

Pembuangan data yang dikesan sebagai data terpencil juga menunjukkan bahawa model logit masih menjadi model yang terbaik dengan peratus ketepatan ramalan sebanyak 94.68%. Diagnosis kedua iaitu dengan membuang data terpencil yang disebabkan oleh faktor kesilapan manusia, kesilapan mesin dan faktor data 'right censoring' menjadikan model baru yang terbaik mempunyai peratus ketepatan ramalan sebanyak 93.53%. Analisis kedua dilakukan dengan mengkategorikan data pembolehubah selang  $s2s\_adm$  dan  $s2s\_disc$  menjadi satu pembolehubah kategori  $s2s\_4cat$  yang baru. Hasilnya didapati bahawa ketiga-tiga model boleh dipilih sebagai model terbaik dengan peratus ketepatan ramalan yang sama iaitu 91.69%. Nilai ramalan  $Y$  bagi model kebarangkalian linear juga didapati tiada data yang terkeluar daripada selang  $[0, 1]$ .

Pembinaan pembolehubah  $s2s\_4cat$  yang baru juga memudahkan penafsiran dilakukan terhadap ketiga-tiga jenis model yang diperolehi. Tafsiran bagi ketiga-tiga model mendapati bahawa bagi sesiapa pesakit yang mempunyai kategori  $s2s\_4cat$  1 dan 2, beliau akan diramalkan hidup. Sebaliknya bagi sesiapa pesakit yang mempunyai kategori  $s2s\_4cat$  3 dan 4, beliau akan diramalkan mati. Walaubagaimanapun, peratus ketepatan ramalan bagi model ini lebih rendah jika dibandingkan dengan model logit yang terbaik.

Pemodelan yang melibatkan pembolehubah  $s2s\_adm$  dan  $s2s\_disc$  dalam bentuk selang dengan pemodelan yang melibatkan pembolehubah  $s2s\_adm$  dan  $s2s\_disc$  dalam bentuk kategori memperlihatkan peratus ketepatan ramalan yang lebih baik bagi pemodelan yang melibatkan data dalam bentuk selang. Ini bersesuaian dengan andaian Aldrich dan Nelson (1985) iaitu sekiranya sesuatu data kuantitatif dikategorikan, hasil kesimpulan statistik yang diperolehi adalah kurang tepat kerana sebahagian maklumat data yang tepat akan terpendam. Nilai skor bagi

15 pembolehubah di dalam skor *SAPS II* juga mengandungi ralat kerana banyak pembolehubah dengan data kuantitatif selanjut telah dikategorikan. Jadi jelas di sini bahawa pengurusan data yang kurang kemas memungkinkan hasil keputusan yang menjauhi dari keputusan yang sebenar.

#### 4.2 Cadangan

Bagi mendapatkan model yang lebih baik, kajian lanjut dengan mengubahsuai pembolehubah bersandar binari kepada pembolehubah bersandar ordinal (lebih dari 2 kategori) boleh dilakukan. Pembolehubah bersandar boleh dikelaskan kepada hidup, mati, berpindah ke hospital lain atau dirawat di rumah. Bagi kes pesakit yang telah keluar hospital, status pesakit iaitu sama ada hidup atau mati boleh diperhatikan dalam masa 6 bulan.

Pemodelan logit yang melibatkan 2 pembolehubah interaksi X boleh juga diteruskan ke peringkat diagnosis multikolineariti di dalam mengenalpasti ketidakbersandaran di antara pembolehubah X dan pembolehubah interaksi X. Seterusnya diagnosis data terpencil dan data berpengaruh boleh dilakukan mencari model yang terbaik.

Bentuk fungsi binari lain yang tidak linear seperti taburan Tobit, taburan Burr, taburan Beta Geometri, lengkungan Gomperts, lengkungan Urban dan transformasi angular boleh diaplikasikan terhadap data dalam projek ini. Kemungkinannya data projek ini lebih menghampiri bentuk taburan fungsi binari di atas berbanding dengan model logit, model probit atau model kebarangkalian linear. Jika hal ini berlaku, kemungkinannya peratus ketepatan ramalan model boleh ditingkatkan lagi.

Sepatutnya data bagi 15 pembolehubah yang terkandung di dalam pembolehubah *s2s\_disc* direkodkan oleh pihak kakitangan hospital dalam bentuk nilai selanjut, bukan dalam bentuk kategori yang diamalkan di hospital-hospital di negara kita pada masa kini. Dengan pendekatan ini, dijangkakan peratus ketepatan

ramalan akan dapat ditingkatkan lagi dan model yang lebih baik akan diperolehi. Seterusnya, kajian ini mungkin boleh diketengahkan kepada AJK perubatan yang terlibat dan Kementerian Kesihatan bagi tujuan penyelidikan dan pembangunan di *ICU-ICU* hospital yg terdapat di negara Malaysia.

## RUJUKAN

- Agresti, A. (1996). *An Introduction to Categorical Data Analysis*. New York : Jol Wiley & Sons, Inc.
- Agresti, A. and Finlay, B. (1997). *Statistical Methods for the Social Sciences*. USA : Prentice-Hall, Inc.
- Aldrich, J.H. and Nelson, F.D. (1985). *Linear Probability, Logit and Probit Models*. California : Sage Publications, Inc.
- Andersen, E. B. (1997). *Introduction to the Statistical Analysis of Categorical Data*. Germany : Springer-Verlag Berlin, Heidelberg.
- Ashton, W. D. (1972). *The Logit Transformation with Special Reference to its Uses in Bioassay*. London : Charles Griffin & Company Limited.
- B.J.T. Morgan (1992). *Analysis of Quantal Response Data*. London : Chapman & Hall.
- Banday, S. H. and Shah, M. A. (1994). *Dictionary of Statistics*. New Delhi : Anmol Publications PVT LTD.
- Barnett, V. and Lewis, T. (1994). *Outliers in Statistical Data*. England : John Wiley & Sons Ltd.
- Belsley, D.A., Kuh, E., Welsch, R.E. (1980). *Regression Diagnosis, Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*. New York : John Wiley & Sons, Inc.
- Berger, R.W. (1986). *Statistical Process Control : A Guide for Implementation*. New York : Marcel Dekker.

- Collet, D. (1994). *Modelling Survival Data in Medical Research*. London : Chapman & Hall.
- Cox, D.R. and Oakes, D. (1990). *Analysis of Survival Data*. London : Chapman & Hall.
- Daganzo, C. (1979). *Multinomial Probit : The Theory and its Application to Demand Forecasting*. New York : Academic Press, Inc.
- Dewan Bahasa dan Pustaka (1992). *Istilah Matematik*. Kuala Lumpur : Percetakan Dewan Bahasa dan Pustaka.
- Dewan Bahasa dan Pustaka (1999). *Kamus Dwibahasa Bahasa Inggeris-Bahasa Malaysia*. Kuala Lumpur : Percetakan Dewan Bahasa dan Pustaka.
- Dobson, A. J. (1991). *An Introduction to Generalized Linear Models*. London : Chapman & Hall.
- Draper, N.R. and Smith, H. (1981). *Applied Regression Analysis (2<sup>nd</sup> Edition)*. New York : John Wiley.
- Estrella, A. and Rodrigues, A.P. (1998). *Consistent Covariance Matrix Estimation in Probit Models with Autocorrelated Errors*. Journals of Federal Reserve Bank of New York.
- Fausett, L. V. (1999). *Applied Numerical Analysis Using MATLAB*. USA : Prentice Hall, Inc.
- Ferguson, T.S. (1967). *On The Rejection of Outliers*. Journal of Fourth Berkley Symposium (University of California) : 253-287.
- Finney, D. J. (1971). *Probit Analysis*. Great Britain : Cambridge University Press.



- George, D. and Mallery, P. (1995). *SPSS/PC+ Step by Step : A Simple Guide and Reference*. USA : Wadsworth Publishing Company.
- Geweke, J. and Keane, M. (1997). *Mixture of Normals Probit Models*. Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staf Report 237.
- Goldberger, A.S. (1964). *Econometric Theory*. New York : John Wiley.
- Harshbarger, R.J., Reynold, J.J. and Ryan, J.P. (1976). *Selected Solutions for Mathematical Applications for Management, Life and Social Sciences*. Mass., USA : DC Heath & Company.
- Horowitz, J.L. and Savin, N.E. (2001). *Binary Response Models : Logits, Probits and Semiparametrics*. Journal of Economic Perspectives, Vol 15, Issue 4 : 43-56.
- Kleinbaum, D. G. (1994). *Logistic Regression : A Self-Learning Text*. New York : Springer-Verlag, New York, Inc.
- Lee, Elisa T. (1980). *Statistical Methods for Survival Data Analysis*. California : Lifetime Learning Publications, Belmont.
- Liao, Tim Futing (1994). *Interpreting Probability Models : Logit, Probit and Other Generalized Linear Models*. California : Sage Puublications, Inc.
- Maddala, G.S. (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Marsus, M. (1993). *Matrices and MATLAB : A Tutorial* . USA : Prentice-Hall, Inc.
- Montgomery, D.C. (1991). *Introduction to Statistical Quality Control*. New York : John Wiley & Sons.

- Montgomery, D.C. and Peck, E.A. (1992). *Introduction to Linear Regression Analysis* (2<sup>nd</sup> Edition). New York : John Wiley & Sons.
- Morgan, Byron J.T. (1992). *Analysis of Quantal Response Data*. London : Chapman & Hall.
- Mosteller, F. and Tukey, J. W. (1977). *Data Analysis and Regression, a Second Course in Statistics*. Massachusetts : Addison-Wesley Publishing Company.
- Murray, A., Anderson, D., Francis, B. and Hinde, J. (1990). *Statistical Modelling in GLIM*. Great Britain : Oxford Time Publications.
- Neter, J., Wasserman, W. and Kutner, M.H. (1983). *Applied Linear Regression Models*. New York : Richard D. Irwin, Inc.
- Norusis, M. J. (1993). *SPSS for Windows Advanced Statistics Release 6.0*. USA : SPSS Inc.
- Seber, G.A.F. (1977). *Linear Regression Analysis*. New York : John Wiley.
- The Committee For National Audit on Adult Intensive Care Units (2002). *Protocol : National Audit on Adult Intensive Care Units*. Kuala Lumpur : Ministry of Health Malaysia.
- Throne, J.E., Weaver, D.K. and Baker, J.E. (1995). *Probit Analysis : Assessing Goodness of-Fit Based on Backtransformation and Residuals*. Journal of Economy, Entomol 88(5) : 1513-1516.
- Wei, Ching Chang (1976). *On the History of Statistics and Probability*. New York : Marcel Dekker, Inc.
- Universiti Teknologi Malaysia (1999). *Panduan Menulis Tesis UTM*. Johor : UTM, Skudai.

Weeks, M. and Orme, C. ( 1999). *The Statistical Relationship between Bivariate and Multinomial Choice Models*. Journals of Economy.

Weisberg, S. (1985). *Applied Linear Regression (2<sup>nd</sup> Edition)*. New York : John Wiley & Sons.

## LAMPIRAN A

## Taburan Data Bagi Model Logit dan Probit

Z	-4.0	-3.8	-3.6	-3.4	-3.2	-3.0	-2.8	-2.6	-2.4
F(Z) - logit	0.01799	0.02188	0.02660	0.03230	0.03917	0.04743	0.05732	0.06914	0.08317
F(Z) - probit	0.00003	0.00007	0.00016	0.00034	0.00069	0.00135	0.00260	0.00470	0.00820

Z	-2.2	-2.0	-1.8	-1.6	-1.4	-1.2	-1.0	-0.8	-0.6
F(Z) - logit	0.09975	0.11920	0.14185	0.16798	0.19782	0.23148	0.26894	0.31003	0.35434
F(Z) - probit	0.01390	0.02280	0.03590	0.05480	0.08080	0.11510	0.15870	0.21190	0.27430

Z	-0.4	-0.2	0.0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0	1.2
F(Z) - logit	0.40131	0.45017	0.50000	0.54983	0.59869	0.64566	0.68997	0.73106	0.76852
F(Z) - probit	0.34460	0.42070	0.50000	0.57930	0.65540	0.72570	0.78810	0.84130	0.88490

Z	1.4	1.6	1.8	2.0	2.2	2.4	2.6	2.8	3.0
F(Z) - logit	0.80218	0.83202	0.85815	0.88080	0.90025	0.91683	0.93086	0.94268	0.95257
F(Z) - probit	0.91920	0.94520	0.96410	0.97720	0.98610	0.99180	0.99530	0.99740	0.99865

Z	3.2	3.4	3.6	3.8	4.0
F(Z) - logit	0.96083	0.96770	0.97340	0.97812	0.98201
F(Z) - probit	0.99931	0.99966	0.99984	0.99993	0.99997

## LAMPIRAN B1

### Data Yang Ingin Diuji

<u>NO.</u>	<u>GPA</u>	<u>TUCE</u>	<u>PSI</u>	<u>GRADE</u>
1	2.66	20.00	.00	.00
2	2.89	22.00	.00	.00
3	3.28	24.00	.00	.00
4	2.92	12.00	.00	.00
5	4.00	21.00	.00	1.00
6	2.86	17.00	.00	.00
7	2.76	17.00	.00	.00
8	2.87	21.00	.00	.00
9	3.03	25.00	.00	.00
10	3.92	29.00	.00	1.00
11	2.63	20.00	.00	.00
12	3.32	23.00	.00	.00
13	3.57	23.00	.00	.00
14	3.26	25.00	.00	1.00
15	3.53	26.00	.00	.00
16	2.74	19.00	.00	.00
17	2.75	25.00	.00	.00
18	2.83	19.00	.00	.00
19	3.12	23.00	1.00	.00
20	3.16	25.00	1.00	1.00
21	2.06	22.00	1.00	.00
22	3.62	28.00	1.00	1.00
23	2.89	14.00	1.00	.00
24	3.51	26.00	1.00	.00
25	3.54	24.00	1.00	1.00
26	2.83	27.00	1.00	1.00
27	3.39	17.00	1.00	1.00
28	2.67	24.00	1.00	.00
29	3.65	21.00	1.00	1.00
30	4.00	23.00	1.00	1.00
31	3.10	21.00	1.00	.00
32	2.39	19.00	1.00	1.00

## LAMPIRAN B2

### Aturcara Matlab Bagi Model Regresi Linear Berganda Berpemberat

```
x=[1  2.66  20.00  .00
    1  2.89  22.00  .00
    1  3.28  24.00  .00
    1  2.92  12.00  .00
    1  4.00  21.00  .00
    1  2.86  17.00  .00
    1  2.76  17.00  .00
    1  2.87  21.00  .00
    1  3.03  25.00  .00
    1  3.92  29.00  .00
    1  2.63  20.00  .00
    1  3.32  23.00  .00
    1  3.57  23.00  .00
    1  3.26  25.00  .00
    1  3.53  26.00  .00
    1  2.74  19.00  .00
    1  2.75  25.00  .00
    1  2.83  19.00  .00
    1  3.12  23.00  1.00
    1  3.16  25.00  1.00
    1  2.06  22.00  1.00
    1  3.62  28.00  1.00
    1  2.89  14.00  1.00
    1  3.51  26.00  1.00
    1  3.54  24.00  1.00
    1  2.83  27.00  1.00
    1  3.39  17.00  1.00
    1  2.67  24.00  1.00
    1  3.65  21.00  1.00
    1  4.00  23.00  1.00
    1  3.10  21.00  1.00
    1  2.39  19.00  1.00];
```

```
w1=[1001.001
     14.70222
     5.01231
     1001.001
     4.09921
     143.5644
     1001.001
     19.70183
     7.09283
     4.26502
     1001.001
     4.92452
     4.16904
```

```
4.99863
4.12711
1001.001
26.07228
71.99084
4.07798
4.19837
16.00536
7.99950
4.29967
5.85680
5.72492
4.00878
4.29680
4.28570
6.11366
45.13630
4.02433
6.53601 ];
```

```
y1=[0 0 0 0 1 0 0 0 0 1 0 0 0 1 0 0 0 0 0 1 0 1 0 0 1 1 1 0 1 1 0
1];
```

```
y=y1';
```

```
n=32;
```

```
for i=1:n
```

```
    for j=1:n
```

```
        w(i,j)=0;
```

```
    end
```

```
    w(i,i)=w1(i);
```

```
end
```

```
b=x'*w*x;
```

```
c=inv(b);
```

```
Jawapan_b=c*x'*w*y
```

## LAMPIRAN B3

### Penggunaan Perisian 'SPSS For Windows' Bagi Model Regresi Linear Berganda Berpemberat

Kaedah ini menggunakan arahan tetingkap (*windows*) yang terdapat dalam perisian SPSS.

<Analyze>

<Regression>

<Linear>

<Dependent :        *grade*>

< Independents :    *gpa, tuce, psi*>

< Method :            *Enter*>

< WLS>> >

< WLS Weight :      *ad\_w\_1*>

< Statistics>

< Regression Coefficients :    *Estimates*

*Model fit* >



## LAMPIRAN B4

## Aturcara Matlab Bagi Model Logit

```

n=50;
Bilangan_lelaran=n

x=[1  2.66  20.00  .00
   1  2.89  22.00  .00
   1  3.28  24.00  .00
   1  2.92  12.00  .00
   1  4.00  21.00  .00
   1  2.86  17.00  .00
   1  2.76  17.00  .00
   1  2.87  21.00  .00
   1  3.03  25.00  .00
   1  3.92  29.00  .00
   1  2.63  20.00  .00
   1  3.32  23.00  .00
   1  3.57  23.00  .00
   1  3.26  25.00  .00
   1  3.53  26.00  .00
   1  2.74  19.00  .00
   1  2.75  25.00  .00
   1  2.83  19.00  .00
   1  3.12  23.00  1.00
   1  3.16  25.00  1.00
   1  2.06  22.00  1.00
   1  3.62  28.00  1.00
   1  2.89  14.00  1.00
   1  3.51  26.00  1.00
   1  3.54  24.00  1.00
   1  2.83  27.00  1.00
   1  3.39  17.00  1.00
   1  2.67  24.00  1.00
   1  3.65  21.00  1.00
   1  4.00  23.00  1.00
   1  3.10  21.00  1.00
   1  2.39  19.00  1.00];

y1=[0 0 0 0 1 0 0 0 0 1 0 0 0 1 0 0 0 0 0 1 0 1 0 0 1 1 1 0 1 1 0
    1];

y=y1';

p1=[0 0 0 0];
p=p1';
q=1./(1+exp(-x*p));
v1=exp(-x*p)./((1+exp(-x*p)).^2);
n1=length(v1);

```

```
for i=1:n1
    for j=1:n1
        v(i,j)=0;
    end
    v(i,i)=v1(i);
end

for m=1:n
    c=x'*v*x;
    d=inv(c);
    p1=p;
    Lelaran_yang_ke=m

    p=p1+d*x'*(y-q);
    Jawaban_b=p
    Ralat=p-p1

    if (abs(Ralat)<0.1)
        break;
    end

    q=1./(1+exp(-x*p));
    v1=exp(-x*p)./((1+exp(-x*p)).^2);
    n1=length(v1);
    for i=1:n1
        for j=1:n1
            v(i,j)=0;
        end
        v(i,i)=v1(i);
    end
end

end
```

## LAMPIRAN B5

## Penggunaan Perisian 'SPSS For Windows' Bagi Model Logit

Kaedah ini menggunakan arahan tetingkap (*windows*) yang terdapat dalam perisian SPSS.

< *Analyze* >

< *Regression* >

< *Probit* >

< *Response Frequency* :     *grade* >

< *Total Observed* :         *to\_obser* >

< *Covariates* :               *gpa, tuce, psi* >

< *Transform* :     *None* >

< *Options...* >

< *Maximum iterations* :   *50*

*Step limit* :                 *0.01*

*Optimality tolerance* : *Default* >

< *Model* :                     *Logit* >

## LAMPIRAN B6

### Output Matlab Bagi Model Regresi Linear Berganda Berpemberat

Jawapan\_b =

```
-1.3087  
0.3982  
0.0122  
0.3878
```

## LAMPIRAN B7

## Output SPSS Bagi Model Regresi Linear Berganda Berpemberat

## Regression

Variables Entered/Removed<sup>b,c</sup>

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	PSI, TUCE, GPA <sup>a</sup>	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: GRADE

c. Weighted Least Squares Regression - Weighted by AD\_W\_1

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.873 <sup>a</sup>	.762	.737	.9012

a. Predictors: (Constant), PSI, TUCE, GPA

ANOVA<sup>b,c</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	72.896	3	24.299	29.921	.000 <sup>a</sup>
	Residual	22.739	28	.812		
	Total	95.635	31			

a. Predictors: (Constant), PSI, TUCE, GPA

b. Dependent Variable: GRADE

c. Weighted Least Squares Regression - Weighted by AD\_W\_1

Coefficients<sup>a,b</sup>

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-1.309	.288		-4.536	.000
	GPA	.398	.088	.540	4.533	.000
	TUCE	1.216E-02	.005	.287	2.676	.012
	PSI	.388	.105	.434	3.687	.001

a. Dependent Variable: GRADE

b. Weighted Least Squares Regression - Weighted by AD\_W\_1

**LAMPIRAN B8****Output Matlab Bagi Model Logit**

Bilangan\_lelaran =

30

Lelaran\_yang\_ke =

1

Jawapan\_b =

-7.9921

1.8554

0.0420

1.5142

Ralat =

-7.9921

1.8554

0.0420

1.5142

Lelaran\_yang\_ke =

2

Jawapan\_b =

-11.4531

2.5397

0.0763

2.1177

Ralat =

-3.4610

0.6843

0.0343

0.6035

Lelaran\_yang\_ke =

3

Jawapan\_b =

-12.8388  
2.7930  
0.0929  
2.3491

Ralat =

-1.3857  
0.2533  
0.0167  
0.2314

Lelaran\_yang\_ke =

4

Jawapan\_b =

-13.0187  
2.8256  
0.0951  
2.3783

Ralat =

-0.1799  
0.0327  
0.0022  
0.0291

Lelaran\_yang\_ke =

5

Jawapan\_b =

-13.0213  
2.8261  
0.0952  
2.3787

Ralat =

-0.0026  
0.0005  
0.0000  
0.0004

## LAMPIRAN B9

## Output SPSS Bagi Model Logit

\* \* \* \* \* P R O B I T   A N A L Y S I S \* \* \* \* \*

## DATA Information

32 unweighted cases accepted.  
0 cases rejected because of missing data.  
18 cases are in the control group.

## MODEL Information

ONLY Logistic Model is requested.

Parameter estimates converged after 21 iterations.  
Optimal solution found.

Parameter Estimates (LOGIT model:  $\text{LOG}(p/(1-p)) = \text{Intercept} + \text{BX}$ ):

	Regression Coeff.	Standard Error	Coeff./S.E.
GPA	2.82609	1.26293	2.23772
TUCE	.09516	.14155	.67222
PSI	2.37868	1.06456	2.23442

Intercept	Standard Error	Intercept/S.E.
-13.02121	4.93128	-2.64053

Pearson Goodness-of-Fit Chi Square = 27.257   DF = 28   P = .504

Since Goodness-of-Fit Chi square is NOT significant, no heterogeneity factor is used in the calculation of confidence limits.

Covariance(below) and Correlation(above) Matrices of Parameter Estimates

	GPA	TUCE	PSI
GPA	1.59500	-.20653	.31805
TUCE	-.03692	.02004	.09896
PSI	.42761	.01491	1.13329



## LAMPIRAN C

## DATA PESAKIT DI ICU SELATAN, HOSPITAL SULTANAH AMINAH, JOHOR BAHRU

No.	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	No.	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1	1	1	2	17	2	2	2	24	24	1	672	0	1	2	20	1	2	2	36	20	1
2	1	2	1	9	2	2	2	33	85	3	673	0	1	2	4	1	1	2	11	11	1
3	0	1	1	9	2	2	2	57	32	2	674	0	1	1	11	2	2	2	19	8	1
4	0	2	1	6	1	1	1	28	20	1	675	0	1	1	8	1	1	2	21	8	1
5	1	1	2	3	2	1	2	75	72	4	676	1	2	1	7	2	1	1	59	78	4
6	0	2	2	6	1	1	2	34	20	1	677	0	2	1	4	1	2	1	12	7	1
7	1	1	1	8	1	2	1	34	29	1	678	0	2	3	5	1	1	1	30	13	1
8	0	2	3	18	1	1	1	12	12	1	679	0	1	1	9	2	1	1	39	30	1
9	1	2	1	10	2	1	2	33	20	1	680	1	2	2	16	1	2	2	50	32	2
10	1	2	1	10	2	2	2	50	112	4	681	1	2	3	4	2	2	2	80	80	4
11	0	2	2	12	1	2	2	16	3	1	682	0	2	3	10	1	1	2	21	20	1
12	1	2	4	3	2	1	2	66	94	4	683	0	1	1	5	1	2	1	11	8	1
13	0	1	1	11	1	1	2	24	11	1	684	0	2	1	17	2	2	1	26	21	1
14	0	2	1	6	1	1	1	8	8	1	685	0	1	4	1	2	2	2	100	83	4
15	0	1	1	13	2	2	2	56	23	2	686	0	1	1	4	1	1	1	12	3	1
16	0	1	1	14	1	1	1	21	21	1	687	0	2	1	0	1	1	2	29	15	1
17	0	1	2	20	1	1	1	53	32	2	688	0	1	1	6	2	1	2	46	6	2
18	0	1	1	13	1	1	2	36	15	1	689	0	1	1	7	1	2	1	23	23	1
19	0	2	4	2	1	1	1	0	0	1	690	0	1	1	6	1	2	2	24	18	1
20	0	2	1	4	1	2	1	14	8	1	691	0	2	1	35	1	1	1	18	6	1
21	0	2	1	14	1	1	2	28	8	1	692	0	1	3	1	1	2	1	18	16	1
22	0	1	3	8	2	1	2	51	38	2	693	0	2	3	14	1	1	2	36	15	1
23	1	2	2	9	2	2	2	12	73	3	694	0	1	1	4	1	1	1	12	8	1
24	0	1	1	9	1	1	1	11	11	1	695	0	2	3	18	1	1	2	36	8	1
25	0	2	2	16	2	2	2	47	18	2	696	1	1	1	26	2	2	2	61	104	4
26	0	2	3	12	1	1	1	15	15	1	697	0	2	1	8	2	1	1	20	13	1
27	1	1	1	4	2	2	2	38	83	3	698	1	2	3	10	2	1	2	40	105	3
28	0	2	1	6	1	1	1	34	34	1	699	0	1	2	0	2	2	2	68	13	2
29	0	1	1	13	1	1	2	25	13	1	700	0	1	1	9	2	1	2	18	18	1
30	1	2	2	8	2	2	2	48	78	4	701	0	1	2	7	1	1	2	20	16	1
31	0	2	2	12	2	1	2	49	13	2	702	0	1	1	25	1	2	2	24	18	1
32	0	2	2	5	1	2	1	25	20	1	703	0	2	2	18	1	1	2	15	15	1
33	0	1	1	7	1	2	2	41	14	1	704	0	1	4	4	2	1	2	14	8	1
34	0	1	2	9	1	1	2	18	14	1	705	0	2	3	26	2	1	2	22	6	1
35	1	1	1	3	2	2	2	57	101	4	706	1	2	1	0	2	1	2	90	90	4
36	1	2	1	11	2	2	2	72	40	2	707	1	2	1	1	2	2	2	101	101	4
37	1	2	1	5	2	2	2	55	107	4	708	0	2	1	12	1	1	1	13	8	1
38	1	2	1	10	2	1	2	52	106	4	709	1	2	2	23	2	2	2	44	32.6	2
39	1	2	2	6	2	1	2	43	97	3	710	1	1	1	14	2	1	2	48	13	2
40	1	2	1	10	2	1	2	61	96	4	711	0	2	1	25	2	1	2	29	8	1
41	0	2	3	8	1	2	1	26	26	1	712	0	1	1	1	1	2	1	17	15	1
42	0	1	1	5	1	2	1	7	7	1	713	0	2	1	42	2	1	2	34	15	1
43	0	1	1	1	1	1	2	15	15	1	714	0	1	1	15	1	2	1	14	8	1
44	0	2	1	3	1	2	1	0	0	1	715	0	2	3	21	2	2	2	38	20	1
45	0	2	1	0	2	2	2	58	17	2	716	1	2	2	20	2	1	2	51	93	4
46	1	2	1	18	2	1	2	57	89	4	717	0	1	2	8	2	1	2	23	14	1
47	0	2	1	7	1	1	2	29	8	1	718	0	2	1	7	1	1	2	23	8	1
48	0	1	2	5	2	1	2	26	6	1	719	0	2	2	18	2	2	2	22	8	1
49	0	1	1	5	1	2	1	14	11	1	720	0	2	2	32	1	2	2	36	15	1
50	0	2	1	8	1	1	2	17	8	1	721	1	2	3	1	2	1	2	27	19	1
51	0	2	3	4	1	2	1	31	24	1	722	0	2	2	19	2	1	2	36	12	1
52	0	1	2	3	2	2	2	44	31	2	723	1	2	1	18	2	1	2	38	101	3
53	1	2	1	2	2	1	2	49	94	4	724	0	1	2	7	2	1	2	19	8	1
54	0	1	2	18	2	1	2	26	12	1	725	0	2	1	10	2	1	2	32	15	1
55	1	1	1	75	2	2	2	51	93	4	726	1	2	1	0	2	1	2	81	81	4
56	0	1	1	15	1	1	2	36	14	1	727	0	2	1	10	1	1	2	26	8	1
57	1	2	2	18	1	2	1	38	38	1	728	1	1	1	17	2	2	2	72	11	2
58	0	1	1	3	1	1	1	18	18	1	729	0	2	1	8	1	2	1	11	13	1
59	0	1	2	6	1	2	2	29	15	1	730	0	2	2	25	2	1	2	32	8	1
60	0	2	1	6	2	1	2	0	0	1	731	0	2	1	5	2	2	2	34	20	1
61	1	1	2	20	2	2	2	62	89	4	732	0	2	1	12	2	2	2	46	6	2
62	1	2	2	2	2	1	2	71	82	4	733	0	2	2	23	1	2	1	18	11	1

63	0	1	1	16	2	2	2	24	13	1	734	0	2	1	7	1	1	2	23	7
64	0	1	1	4	1	1	2	17	11	1	735	1	2	1	1	2	1	2	41	
65	0	2	2	7	1	2	1	27	27	1	736	0	1	1	3	1	2	1	4	
66	0	1	2	5	1	1	1	9	9	1	737	0	1	3	8	1	1	2	26	
67	1	2	2	2	2	2	2	48	100	4	738	0	1	1	10	1	1	2	21	8
68	1	2	1	8	2	1	2	42	83	3	739	0	1	1	10	2	2	2	40	6
69	0	1	2	23	2	1	2	21	21	1	740	0	2	1	16	2	1	2	45	13
70	1	1	1	5	2	2	2	65	106	4	741	0	1	4	7	1	1	2	15	8
71	0	2	1	5	1	1	2	16	11	1	742	1	2	1	1	2	1	2	49	79
72	0	1	1	30	1	1	1	14	9	1	743	0	1	4	6	1	2	2	30	6
73	0	2	4	2	2	1	2	58	58	4	744	0	2	1	7	1	2	2	13	7
74	0	2	1	7	2	1	2	48	9	2	745	1	2	2	13	2	1	2	0	0
75	0	2	1	5	2	2	2	67	49	4	746	1	1	2	7	2	2	2	73	93
76	1	1	3	15	2	2	2	70	48	4	747	0	1	1	27	2	1	2	30	13
77	0	1	3	30	2	2	2	45	30	2	748	0	1	1	5	1	2	1	7	7
78	0	1	3	8	1	1	2	15	10	1	749	0	2	1	12	2	2	2	35	13
79	0	1	1	8	1	2	1	20	13	1	750	0	2	1	8	1	2	1	18	16
80	0	2	1	3	1	1	1	4	0	1	751	1	1	2	2	2	2	2	56	100
81	0	2	1	4	2	1	2	28	11	1	752	1	2	4	6	1	1	2	32	44
82	0	1	2	37	2	1	1	16	6	1	753	1	1	1	5	2	2	2	44	98
83	1	1	1	13	2	1	2	42	96	3	754	0	2	1	9	2	2	2	31	20
84	0	2	2	12	2	1	2	57	52	4	755	0	2	1	30	2	2	2	47	31
85	1	2	3	15	2	1	2	27	75	3	756	1	2	1	10	2	1	2	35	110
86	0	2	1	8	2	1	2	17	6	1	757	1	2	2	1	2	1	2	0	0
87	1	2	1	1	2	2	2	75	106	4	758	0	2	1	8	2	2	2	30	30
88	0	2	1	18	1	2	1	27	20	1	759	0	2	1	25	1	2	1	26	26
89	0	1	2	4	1	1	2	15	11	1	760	1	1	1	1	2	1	2	107	99
90	1	2	2	42	2	2	2	42	104	3	761	0	1	2	4	1	1	1	8	8
91	0	1	2	2	1	1	2	32	9	1	762	0	1	2	6	1	2	2	39	26
92	0	1	1	11	1	2	1	41	32	1	763	1	2	1	5	1	1	2	40	84
93	0	2	1	11	2	2	2	41	29	1	764	0	2	3	11	1	1	2	13	6
94	0	1	1	13	2	2	2	48	31	2	765	1	2	3	26	1	2	1	18	11
95	0	1	2	5	1	2	1	15	15	1	766	1	1	1	22	2	2	2	77	77
96	0	1	2	8	1	2	1	7	7	1	767	0	1	3	20	2	2	2	31	22
97	0	2	1	8	2	2	1	28	26	1	768	0	1	1	5	1	2	2	20	12
98	0	2	1	4	1	2	1	33	29	1	769	0	2	2	9	1	2	1	0	0
99	1	2	1	9	1	2	2	41	36	1	770	0	1	2	3	1	2	1	20	20
100	0	2	1	7	1	2	1	35	30	1	771	1	2	1	12	2	1	2	60	108
101	0	2	1	6	1	1	2	21	8	1	772	0	2	1	13	2	1	2	45	18
102	0	2	2	12	1	2	1	9	9	1	773	1	1	1	10	2	2	2	79	55
103	0	2	2	3	1	2	1	18	10	1	774	1	2	1	2	2	1	2	48	85
104	1	2	2	2	2	1	2	50	83	4	775	0	1	3	8	1	1	2	37	9
105	1	1	1	3	1	2	1	27	23	1	776	0	1	1	8	1	2	1	17	12
106	0	2	3	13	2	1	2	44	6	2	777	0	2	2	26	2	2	2	47	18
107	0	2	2	13	1	2	2	23	15	1	778	0	2	1	50	1	1	1	16	8
108	1	1	2	6	2	2	2	54	55	4	779	0	2	1	10	1	1	1	16	16
109	0	2	1	10	1	1	2	14	8	1	780	0	2	3	16	1	1	1	15	12
110	0	1	1	9	1	1	1	10	10	1	781	1	2	1	1	2	2	2	91	91
111	0	2	2	40	1	1	2	29	22	1	782	0	2	1	9	2	2	2	52	31
112	0	1	1	6	2	1	1	16	6	1	783	1	2	3	19	1	2	1	15	11
113	0	1	3	6	1	2	1	15	12	1	784	0	2	1	21	2	2	2	51	32
114	0	1	1	19	2	1	2	29	10	1	785	0	2	4	18	2	1	2	32	8
115	1	2	1	4	2	2	2	65	82	4	786	1	1	1	4	1	1	2	38	86
116	1	2	1	12	2	1	2	55	87	4	787	1	2	2	4	2	2	1	30	78
117	1	2	1	1	1	2	1	21	21	1	788	0	1	1	18	1	2	2	46	16
118	0	2	1	57	2	2	2	54	23	2	789	1	1	1	11	2	1	2	45	87
119	1	2	3	40	2	2	2	46	98	4	790	0	2	2	6	2	2	2	54	73
120	0	2	2	17	2	1	2	22	8	1	791	1	2	1	66	2	1	2	48	23
121	1	1	2	14	2	1	2	74	96	4	792	0	1	4	14	2	2	2	40	6
122	0	1	2	10	1	2	1	22	12	1	793	0	1	1	6	1	1	2	33	15
123	0	2	4	21	2	1	2	30	15	1	794	1	1	1	60	2	2	2	45	16
124	1	2	2	9	2	1	2	27	100	3	795	0	2	1	18	2	1	2	57	18
125	0	2	3	4	1	1	2	31	22	1	796	0	2	2	17	1	2	2	29	15
126	0	1	4	5	1	1	1	18	6	1	797	1	2	3	14	2	2	2	48	49
127	0	2	1	8	1	2	1	32	13	1	798	0	2	1	12	2	1	2	38	20
128	0	1	3	7	1	1	2	31	15	1	799	1	1	3	26	2	2	2	76	41
129	0	1	2	19	1	2	2	50	29	2	800	0	1	3	6	1	2	2	23	11
130	0	2	4	26	2	1	2	40	16	1	801	0	2	1	3	1	1	2	24	10
131	0	2	1	12	1	1	1	20	13	1	802	0	1	3	17	2	2	2	47	24
132	1	1	3	3	2	2	2	40	27	1	803	0	2	1	7	1	2	2	23	15

133	1	1	2	13	2	1	2	83	96	4	804	0	2	1	24	1	2	2	46	31	2
134	1	2	4	0	2	1	2	85	85	4	805	0	2	4	6	2	2	2	40	15	1
135	0	1	2	12	2	1	2	56	13	2	806	0	2	2	13	1	2	1	21	18	1
136	1	2	2	3	2	2	2	81	72	4	807	0	2	1	15	1	1	2	21	11	1
137	0	1	2	10	2	1	1	60	48	4	808	0	2	3	20	2	1	2	22	13	1
138	1	1	1	0	2	2	2	84	84	4	809	1	2	2	1	2	2	2	102	102	4
139	0	2	1	33	2	2	2	53	18	2	810	0	1	1	37	2	2	2	44	26	2
140	0	1	1	7	1	1	2	21	15	1	811	0	2	4	17	2	1	2	19	6	1
141	1	1	1	15	2	1	2	45	17	2	812	0	1	3	3	1	2	1	11	11	1
142	0	2	1	5	1	1	1	0	0	1	813	1	2	3	2	2	1	2	92	121	4
143	0	2	2	6	2	2	2	22	19	1	814	0	1	2	26	2	1	2	42	17	1
144	0	1	1	10	2	2	2	30	15	1	815	0	1	2	5	1	2	1	18	10	1
145	0	2	1	31	2	1	2	50	25	2	816	1	2	1	1	2	1	2	81	81	4
146	1	1	4	9	2	1	2	42	54	3	817	0	1	1	68	2	1	2	49	21	2
147	0	1	1	10	1	1	2	18	7	1	818	1	2	1	1	2	1	2	102	102	4
148	0	2	1	28	2	1	2	38	8	1	819	0	1	3	14	2	2	2	63	33	2
149	1	1	4	6	2	1	2	35	43	1	820	1	2	1	1	2	2	2	106	106	4
150	0	2	1	4	1	1	2	20	7	1	821	0	1	1	47	2	2	2	48	26	2
151	0	1	3	6	1	2	1	18	15	1	822	0	2	4	29	1	2	1	19	19	1
152	0	2	3	7	1	1	2	37	24	1	823	0	2	1	8	1	1	2	41	17	1
153	1	2	2	1	2	1	2	99	99	4	824	0	2	1	25	1	2	1	24	20	1
154	1	1	1	0	2	1	2	76	76	4	825	0	2	3	43	1	1	2	25	8	1
155	0	1	1	22	1	2	2	27	21	1	826	0	1	1	29	2	2	2	34	13	1
156	0	1	1	3	1	1	1	24	6	1	827	0	2	4	37	2	1	2	31	15	1
157	0	1	4	23	2	1	2	45	13	2	828	0	1	1	59	2	2	2	26	13	1
158	0	1	2	6	1	2	2	49	23	2	829	1	1	1	7	1	2	1	34	35	1
159	1	2	1	8	2	2	2	52	104	4	830	0	2	2	10	1	2	2	46	24	2
160	1	2	1	25	1	1	2	29	20	1	831	0	1	1	52	2	1	2	58	25	2
161	0	2	1	9	1	1	1	11	11	1	832	0	1	3	9	1	2	2	54	28	2
162	0	1	1	29	1	1	1	24	17	1	833	0	1	1	2	1	1	1	10	8	1
163	0	2	2	9	2	2	2	43	31	1	834	1	2	1	7	2	2	2	64	87	4
164	0	1	2	13	2	2	1	35	35	1	835	0	2	2	28	1	2	1	15	12	1
165	1	1	1	5	2	1	2	37	81	3	836	0	2	4	17	2	1	2	59	27	2
166	0	1	2	7	1	2	1	9	7	1	837	1	1	2	4	2	1	2	56	100	4
167	1	1	1	1	2	1	2	90	90	4	838	0	2	2	10	1	1	2	24	13	1
168	0	2	1	13	1	2	1	23	23	1	839	0	2	1	11	2	1	2	49	20	2
169	0	1	1	8	1	2	2	34	23	1	840	0	2	1	9	1	2	1	23	16	1
170	0	1	1	23	1	1	1	12	11	1	841	0	1	1	69	1	2	2	22	18	1
171	0	2	1	23	1	2	1	29	21	1	842	0	2	1	14	1	1	1	22	15	1
172	0	2	1	10	1	1	1	28	13	1	843	0	1	3	23	1	1	2	53	6	2
173	0	1	3	35	2	1	2	53	27	2	844	0	1	2	13	1	2	2	47	24	2
174	0	2	1	33	1	2	2	21	12	1	845	0	2	4	19	2	1	2	29	12	1
175	0	2	2	3	1	2	1	18	15	1	846	0	2	1	10	1	2	1	34	23	1
176	0	1	1	6	1	2	2	19	13	1	847	0	1	1	3	1	2	2	42	24	1
177	0	1	1	32	2	2	1	39	36	1	848	1	2	2	14	2	2	2	39	102	3
178	0	1	2	4	1	2	1	15	15	1	849	1	2	1	9	2	2	2	72	41	2
179	0	2	1	14	1	1	2	17	17	1	850	0	1	1	56	2	1	2	32	41	1
180	0	2	3	12	2	2	2	47	23	2	851	0	2	4	54	2	1	2	24	10	1
181	0	1	2	4	1	2	1	35	32	1	852	0	2	4	4	2	1	2	45	18	2
182	0	1	4	9	2	1	2	36	28	1	853	1	2	2	6	2	1	2	45	26	2
183	0	2	2	23	2	1	2	26	12	1	854	0	2	2	10	1	1	1	17	8	1
184	0	2	1	6	2	1	2	44	20	2	855	1	2	1	2	2	2	1	65	65	4
185	0	2	1	17	1	2	2	32	15	1	856	0	2	2	18	2	1	2	14	6	1
186	1	2	2	1	2	2	2	92	92	4	857	1	1	1	17	2	2	2	33	81	3
187	1	2	2	8	2	1	2	56	92	4	858	0	1	1	9	1	1	2	21	8	1
188	1	1	1	4	2	2	2	74	100	4	859	0	2	1	10	2	1	2	32	12	1
189	1	1	2	8	1	2	2	35	77	3	860	0	1	2	13	2	2	2	81	30	2
190	0	1	2	7	1	2	1	11	7	1	861	0	2	1	18	2	2	2	31	18	1
191	0	1	4	29	2	1	2	27	10	1	862	0	2	2	5	1	1	2	29	23	1
192	1	2	2	7	2	2	2	62	26	2	863	1	2	1	1	2	2	2	107	107	4
193	0	1	2	9	2	2	2	66	75	4	864	0	2	2	37	2	2	2	36	15	1
194	0	1	3	10	2	2	2	33	14	1	865	0	2	1	8	2	2	2	39	27	1
195	1	2	1	7	2	2	2	28	89	3	866	1	2	2	3	2	1	2	48	85	4
196	0	2	1	5	2	1	2	21	6	1	867	0	1	1	25	2	1	2	26	17	1
197	1	1	2	7	2	2	2	50	83	4	868	1	2	1	60	2	1	2	46	8	2
198	1	2	4	1	2	1	2	71	71	4	869	0	2	2	3	1	1	1	20	25	1
199	1	2	2	7	2	2	2	34	81	3	870	1	1	1	1	2	1	2	66	96	4
200	0	1	3	3	1	2	1	25	23	1	871	1	1	1	4	1	2	2	25	10	1
201	1	2	1	6	2	2	2	48	87	4	872	1	2	1	40	1	2	2	29	13	1
202	0	2	2	12	1	1	2	26	7	1	873	0	2	1	10	2	1	1	32	15	1

203	1	2	1	22	2	2	2	44	104	4	874	0	1	2	12	1	1	2	29	13	1
204	0	2	1	18	1	2	1	21	18	1	875	0	1	1	9	1	2	1	26	22	1
205	0	1	1	2	1	1	1	13	6	1	876	0	1	1	8	2	1	2	58	13	2
206	0	1	1	18	1	2	2	16	7	1	877	1	1	1	5	2	1	2	43	93	3
207	0	2	1	12	2	2	2	42	27	1	878	0	1	4	7	1	1	2	26	20	1
208	1	1	3	6	1	2	2	49	71	4	879	1	2	1	35	2	1	2	24	71	3
209	0	2	1	7	1	2	2	42	33	1	880	1	2	1	36	2	1	2	61	98	4
210	1	2	3	1	2	2	2	57	83	4	881	0	2	1	26	1	1	2	18	7	1
211	0	2	3	10	2	1	2	52	10	2	882	1	1	1	4	2	2	2	25	20	1
212	1	2	1	2	2	2	2	61	105	4	883	0	2	1	10	2	1	2	24	6	1
213	1	2	3	30	1	2	2	39	90	3	884	0	2	1	17	2	2	2	55	31	2
214	1	1	1	3	2	2	2	67	106	4	885	1	2	2	3	2	1	2	45	93	4
215	1	2	1	23	2	2	2	96	73	4	886	0	1	2	17	1	1	1	14	12	1
216	0	1	1	50	1	2	2	30	15	1	887	1	1	2	3	2	1	2	68	105	4
217	1	2	1	25	2	2	2	42	93	3	888	0	2	2	1	1	2	1	37	32	1
218	0	2	1	27	1	2	2	31	15	1	889	0	1	1	6	1	1	1	20	8	1
219	0	2	1	8	2	2	2	25	18	1	890	0	1	1	17	2	2	2	21	6	1
220	0	1	3	11	1	2	1	0	0	1	891	1	2	1	1	2	1	2	84	84	4
221	0	1	1	41	1	1	2	22	15	1	892	0	2	1	9	1	1	1	6	6	1
222	0	1	1	5	1	2	1	12	13	1	893	0	2	3	20	1	1	2	28	12	1
223	1	1	4	19	2	2	2	60	72	4	894	0	2	2	6	1	2	2	23	9	1
224	0	1	1	3	2	2	2	65	71	4	895	0	2	1	19	1	2	1	19	15	1
225	0	2	1	12	2	2	1	46	44	4	896	0	2	2	11	1	2	1	24	22	1
226	0	2	2	4	1	2	2	18	8	1	897	0	2	1	5	1	1	2	34	28	1
227	0	1	1	12	2	1	2	16	9	1	898	0	1	4	18	2	1	2	21	8	1
228	1	2	1	1	2	2	2	87	87	4	899	1	2	1	5	2	1	2	58	42	2
229	0	2	2	4	1	2	1	23	21	1	900	0	2	2	22	1	1	1	20	20	1
230	0	2	2	30	2	1	2	26	6	1	901	0	1	3	10	2	1	2	27	6	1
231	1	2	2	3	1	2	2	21	68	3	902	0	2	4	11	1	1	2	25	8	1
232	0	2	2	30	2	1	2	37	16	1	903	1	2	2	4	2	1	2	35	68	3
233	0	1	3	4	1	2	1	28	24	1	904	1	2	2	17	2	2	2	51	46	4
234	0	1	1	3	1	2	1	24	20	1	905	0	2	1	5	1	1	2	16	8	1
235	0	1	1	8	1	1	2	32	15	1	906	0	2	2	6	1	1	2	28	20	1
236	0	1	1	5	1	1	1	8	8	1	907	0	2	3	3	1	2	2	14	8	1
237	1	1	4	30	2	2	2	40	99	3	908	1	2	1	4	2	2	2	36	72	3
238	0	2	1	30	2	1	2	17	8	1	909	0	2	3	18	1	2	2	26	15	1
239	1	1	1	6	2	1	2	74	63	4	910	0	2	1	21	2	2	2	58	23	2
240	0	2	1	13	2	2	2	61	25	2	911	0	1	1	12	2	1	2	24	6	1
241	1	1	1	2	2	1	2	74	89	4	912	0	2	2	16	2	1	2	30	20	1
242	1	1	1	14	2	2	2	39	107	3	913	0	1	1	15	2	2	1	13	8	1
243	1	2	1	4	2	2	2	77	93	4	914	1	2	2	14	2	1	2	77	101	4
244	0	2	1	9	1	2	1	23	15	1	915	0	2	1	8	1	1	2	12	0	1
245	0	1	1	11	2	1	2	39	15	1	916	1	2	1	11	2	2	2	24	21	1
246	0	1	3	7	1	2	1	26	26	1	917	0	2	1	3	2	2	2	73	71	4
247	0	2	3	11	2	1	2	26	8	1	918	1	2	1	12	2	1	2	30	53	3
248	0	2	1	33	2	2	2	55	15	2	919	0	1	2	9	1	2	2	40	21	1
249	0	2	1	13	1	1	1	22	18	1	920	0	2	4	21	2	1	2	18	14	1
250	0	2	1	9	1	2	1	20	15	1	921	0	2	1	21	2	1	2	14	6	1
251	1	1	1	3	2	1	2	69	82	4	922	0	2	1	22	2	1	2	61	6	2
252	0	2	1	35	2	1	2	18	8	1	923	0	1	1	3	2	1	2	24	6	1
253	0	1	3	9	1	1	2	29	6	1	924	0	1	2	7	1	2	2	19	16	1
254	1	2	1	4	2	2	2	45	98	4	925	0	1	1	7	1	2	2	16	7	1
255	1	2	1	9	2	2	2	42	89	3	926	1	2	2	4	2	1	2	42	86	3
256	0	2	3	15	1	1	1	15	15	1	927	0	2	3	28	2	2	2	51	38	2
257	0	2	1	5	1	1	1	15	15	1	928	1	2	4	23	2	2	2	62	36	2
258	0	1	1	5	1	2	1	24	22	1	929	0	2	1	18	1	2	2	30	24	1
259	0	1	1	6	1	1	1	16	6	1	930	1	1	1	2	2	2	2	71	93	4
260	1	1	1	1	2	1	2	58	99	4	931	0	2	3	15	2	1	2	23	12	1
261	0	2	1	10	1	1	1	15	12	1	932	1	2	3	25	2	2	2	46	41	2
262	0	1	1	13	1	1	2	21	9	1	933	0	1	2	8	1	1	1	0	0	1
263	1	1	2	8	2	2	2	25	88	3	934	0	2	3	15	1	1	2	21	8	1
264	0	1	3	8	1	2	2	16	12	1	935	1	1	4	8	2	1	2	58	41	2
265	0	2	4	21	2	1	2	31	15	1	936	0	2	1	21	2	2	2	53	35	2
266	0	1	1	11	1	2	2	50	33	2	937	0	2	1	12	2	1	1	12	8	1
267	1	2	2	3	2	1	2	65	90	4	938	0	2	1	18	2	1	2	29	13	1
268	0	2	2	6	1	2	2	25	15	1	939	0	2	2	16	2	1	2	34	25	1
269	0	2	2	14	2	1	2	27	6	1	940	1	2	2	7	1	2	2	48	32	2
270	0	2	1	9	1	1	2	38	22	1	941	0	2	1	3	1	1	1	11	11	1
271	0	2	1	26	1	1	2	30	10	1	942	0	1	1	52	2	1	1	37	26	1
272	0	1	1	10	2	1	2	64	23	2	943	0	2	2	7	1	1	2	19	11	1



273	1	1	1	0	2	2	2	93	93	4	944	0	2	1	14	2	1	2	15	6	1
274	0	2	2	15	1	2	1	19	15	1	945	0	2	2	14	1	1	2	29	23	1
275	1	2	1	5	2	2	2	54	92	4	946	1	2	3	9	2	2	2	42	75	3
276	0	2	1	6	2	2	2	32	27	1	947	1	2	1	16	2	1	2	34	111	3
277	1	2	1	3	2	2	2	33	92	3	948	0	2	2	8	2	2	1	10	8	1
278	0	1	1	8	1	2	1	28	23	1	949	0	1	1	4	1	2	1	9	7	1
279	0	1	4	40	2	1	2	22	6	1	950	0	2	1	6	1	2	2	26	15	1
280	0	1	1	13	2	1	1	29	21	1	951	0	2	4	5	1	1	1	26	20	1
281	0	2	1	7	1	1	2	29	14	1	952	1	2	4	6	2	1	2	51	64	4
282	0	1	1	3	1	2	1	10	5	1	953	1	2	1	20	2	2	2	38	22	1
283	0	1	2	7	2	1	2	40	9	1	954	0	1	1	6	1	2	2	23	18	1
284	1	2	4	2	2	2	2	67	27	2	955	1	2	1	20	2	2	2	67	46	4
285	0	2	1	10	1	2	1	53	44	4	956	0	2	1	4	1	1	2	29	19	1
286	1	1	2	1	2	2	2	126	126	4	957	1	2	4	3	2	1	2	33	41	1
287	0	2	1	35	2	2	2	25	13	1	958	1	1	1	3	2	2	2	75	101	4
288	1	2	1	8	2	2	2	57	98	4	959	0	2	3	16	2	1	2	46	23	2
289	0	1	3	12	1	2	1	28	13	1	960	0	1	1	7	1	2	2	50	21	2
290	1	1	1	3	2	2	2	61	41	2	961	0	2	2	4	1	2	1	14	12	1
291	0	1	1	12	2	1	2	37	26	1	962	0	2	1	12	1	1	2	13	0	1
292	0	2	2	7	2	2	2	41	23	1	963	0	2	1	6	1	1	2	16	10	1
293	0	1	3	10	2	2	2	27	13	1	964	0	2	1	21	2	2	2	62	31	2
294	0	2	3	35	2	2	1	30	27	1	965	0	2	1	7	1	1	2	26	15	1
295	0	1	1	7	2	1	1	36	22	1	966	0	1	1	28	2	1	2	44	26	2
296	1	1	1	15	2	2	2	53	67	4	967	0	2	1	5	1	2	2	25	13	1
297	1	1	3	3	2	1	2	90	90	4	968	1	2	1	3	2	2	2	58	104	4
298	0	2	2	8	2	1	2	38	20	1	969	0	2	1	26	1	2	2	42	29	1
299	0	1	1	6	1	1	2	48	8	2	970	0	1	1	4	1	1	1	8	8	1
300	1	1	3	10	2	1	2	51	35	2	971	0	1	3	5	1	1	2	21	12	1
301	0	1	3	7	2	2	2	28	19	1	972	0	2	1	24	2	2	2	28	18	1
302	0	1	1	14	2	1	2	30	6	1	973	0	1	1	11	1	1	2	23	12	1
303	0	2	1	8	1	2	2	53	32	2	974	0	2	1	24	1	1	1	12	8	1
304	0	1	2	12	2	1	2	30	18	1	975	0	2	3	19	1	1	2	25	15	1
305	1	1	2	22	2	2	2	48	97	4	976	0	1	1	14	1	2	2	26	10	1
306	1	2	1	4	2	1	2	53	86	4	977	0	2	1	35	1	1	2	21	8	1
307	0	2	1	20	2	1	2	30	6	1	978	0	2	1	11	2	2	2	26	13	1
308	0	1	2	10	1	2	2	36	24	1	979	1	1	1	7	2	2	2	64	56	4
309	0	1	3	36	2	1	2	67	27	2	980	1	1	2	11	2	2	2	67	56	4
310	0	2	1	35	2	1	2	42	17	1	981	1	1	1	10	2	2	2	41	27	1
311	1	2	4	3	2	2	2	46	74	4	982	0	1	1	7	1	2	1	0	0	1
312	0	1	1	23	1	1	2	37	15	1	983	0	1	2	5	2	1	2	17	8	1
313	0	2	1	12	2	2	2	60	33	2	984	0	1	1	42	1	2	1	17	17	1
314	0	2	2	9	1	1	2	26	20	1	985	1	2	1	53	2	1	2	38	55	3
315	0	1	1	30	2	1	2	32	16	1	986	1	1	3	3	1	2	2	50	41	2
316	1	1	1	3	2	2	2	34	95	3	987	0	2	1	30	2	1	2	29	8	1
317	0	1	1	4	1	1	2	21	11	1	988	0	2	1	30	2	2	2	42	20	1
318	0	1	2	7	1	1	2	51	32	2	989	0	2	2	11	1	2	2	32	26	1
319	0	1	2	12	2	2	2	78	65	4	990	1	2	1	10	2	1	2	74	32	2
320	0	1	1	26	2	2	2	35	22	1	991	0	2	1	8	1	1	2	24	10	1
321	0	2	2	23	1	1	2	39	26	1	992	0	1	1	5	1	2	2	30	6	1
322	0	1	1	14	2	1	2	23	6	1	993	0	2	1	30	2	2	2	47	6	2
323	0	2	2	12	1	1	2	25	6	1	994	1	1	1	17	2	1	2	29	23	1
324	0	2	2	2	2	1	2	59	44	4	995	0	1	1	11	1	1	2	20	6	1
325	0	1	4	40	2	1	2	43	6	1	996	1	2	1	1	2	1	2	57	80	4
326	0	2	1	9	1	1	2	26	15	1	997	0	2	1	20	1	1	1	9	6	1
327	0	1	1	7	2	1	2	56	39	2	998	0	2	1	30	2	1	2	43	19	1
328	1	1	1	16	2	2	2	61	103	4	999	0	2	1	6	1	1	2	29	13	1
329	0	1	1	5	1	2	2	16	8	1	1000	0	1	1	8	1	2	2	31	15	1
330	1	2	3	6	2	1	2	28	72	3	1001	1	2	1	5	2	1	2	48	34	2
331	0	2	1	4	1	1	2	32	20	1	1002	0	1	4	12	2	1	2	53	6	2
332	0	2	1	9	1	2	2	38	12	1	1003	0	1	1	6	2	1	2	30	12	1
333	0	1	3	9	1	1	2	28	21	1	1004	0	1	1	4	1	2	1	14	7	1
334	1	1	1	20	1	2	2	46	35	2	1005	1	1	1	9	2	2	2	64	104	4
335	0	2	3	6	1	1	2	11	6	1	1006	1	2	1	1	2	2	2	87	87	4
336	0	2	1	30	2	1	2	24	10	1	1007	1	2	1	4	2	2	2	47	54	4
337	0	2	1	30	2	1	2	40	15	1	1008	1	2	1	4	2	2	2	47	54	4
338	0	2	2	7	2	2	1	16	14	1	1009	1	2	3	1	2	1	2	55	89	4
339	0	1	1	9	1	1	2	20	10	1	1010	0	2	1	9	1	2	2	19	11	1
340	0	2	1	20	2	1	1	24	24	1	1011	0	1	1	3	1	2	1	29	27	1
341	0	1	2	30	2	1	2	60	13	2	1012	1	2	3	1	2	1	2	78	78	4
342	0	1	1	7	1	1	2	24	8	1	1013	0	1	3	17	2	2	2	43	15	1

343	0	1	1	31	2	2	2	27	13	1	1014	1	2	1	1	2	2	2	91	108	4
344	1	2	4	2	2	1	2	70	100	4	1015	0	2	2	22	2	1	2	48	12	2
345	0	1	1	7	1	1	2	26	8	1	1016	0	2	4	13	2	1	2	45	6	2
346	0	2	1	25	1	1	1	18	11	1	1017	0	1	1	8	2	2	2	48	37	2
347	1	2	1	11	2	2	2	34	93	3	1018	0	2	1	8	1	1	1	18	12	1
348	0	2	3	33	2	1	2	23	6	1	1019	0	2	1	36	2	1	2	40	36	1
349	0	2	1	3	2	1	2	30	21	1	1020	0	2	1	7	2	1	2	17	0	1
350	0	2	1	10	2	2	2	63	22	2	1021	1	2	1	1	2	1	2	77	77	4
351	0	2	1	16	2	1	2	44	13	2	1022	0	2	4	8	2	1	2	48	6	2
352	0	1	1	7	1	1	2	15	12	1	1023	1	1	1	8	2	1	2	57	48	4
353	1	2	3	3	2	1	2	69	91	4	1024	0	2	2	13	1	1	2	26	16	1
354	0	2	4	15	2	1	2	62	15	2	1025	0	2	3	8	1	1	1	7	0	1
355	0	1	1	20	1	2	2	33	15	1	1026	0	1	1	6	1	1	1	11	9	1
356	0	1	1	8	1	1	1	35	33	1	1027	0	2	2	52	2	2	2	28	19	1
357	0	2	2	8	2	2	2	60	18	2	1028	1	2	1	14	2	1	2	58	41	2
358	0	1	1	3	1	2	1	2	0	1	1029	0	1	1	4	1	2	1	17	15	1
359	1	1	1	13	2	2	2	70	90	4	1030	0	2	2	6	1	2	1	20	15	1
360	0	1	1	7	2	1	2	30	13	1	1031	1	2	1	10	2	2	2	67	114	4
361	0	1	3	28	1	1	1	15	15	1	1032	1	2	1	30	2	2	2	56	23	2
362	0	2	1	11	1	1	1	8	2	1	1033	0	1	1	7	2	1	2	32	6	1
363	0	2	1	29	2	1	2	40	8	1	1034	0	2	1	15	1	1	2	23	32	1
364	1	2	1	2	2	1	2	56	87	4	1035	0	2	1	8	2	1	2	51	6	2
365	0	1	4	13	1	1	2	37	24	1	1036	1	1	4	4	2	2	2	57	79	4
366	0	1	1	19	2	1	2	54	28	2	1037	0	2	4	15	2	1	2	58	15	2
367	1	2	1	5	2	2	2	53	86	4	1038	0	2	1	2	1	1	1	13	6	1
368	1	2	4	3	2	1	2	44	96	4	1039	0	1	2	22	1	1	1	26	26	1
369	0	2	1	4	1	2	1	20	18	1	1040	0	1	2	22	2	2	2	38	11	1
370	1	1	3	4	2	2	2	76	96	4	1041	1	2	1	3	2	2	2	35	80	3
371	1	2	1	10	2	2	2	36	116	3	1042	0	2	1	6	1	1	1	10	6	1
372	0	2	2	15	1	1	1	29	23	1	1043	0	1	2	3	2	2	2	36	57	3
373	0	2	3	6	2	2	2	31	13	1	1044	0	2	1	9	2	1	2	19	6	1
374	1	1	4	13	2	1	2	35	63	3	1045	0	1	1	4	1	1	2	21	11	1
375	0	2	1	16	1	2	1	30	24	1	1046	1	1	1	40	2	2	2	73	27	2
376	0	2	2	1	1	2	1	33	33	1	1047	0	1	1	20	2	2	2	43	29	1
377	0	1	2	40	2	1	2	26	8	1	1048	0	2	3	23	2	2	2	39	32	1
378	0	1	1	5	1	2	1	17	15	1	1049	0	2	2	32	2	2	2	22	13	1
379	0	2	2	2	1	2	1	17	14	1	1050	0	2	2	4	1	2	1	19	15	1
380	0	2	2	9	2	2	2	59	22	2	1051	1	2	2	5	2	1	2	42	49	3
381	1	2	2	13	2	2	2	47	104	4	1052	1	2	2	30	2	2	2	45	37	2
382	1	2	4	1	2	1	2	114	114	4	1053	0	1	2	4	1	2	2	26	15	1
383	0	2	1	3	1	1	1	16	12	1	1054	0	2	3	10	2	1	2	26	17	1
384	0	2	2	8	1	2	2	60	36	2	1055	0	1	1	11	2	2	2	41	30	1
385	0	1	1	7	1	1	2	45	28	2	1056	0	2	2	43	1	2	2	43	15	1
386	0	1	1	14	1	2	2	21	17	1	1057	0	2	1	8	1	1	2	24	8	1
387	0	2	3	7	1	1	1	24	18	1	1058	1	2	2	1	2	2	2	104	104	4
388	0	1	4	7	1	1	2	27	12	1	1059	0	2	1	14	2	1	2	34	12	1
389	0	1	1	6	1	1	1	17	8	1	1060	1	2	2	3	2	2	2	77	41	2
390	0	2	4	11	2	1	2	45	12	2	1061	1	1	1	14	2	2	2	54	61	4
391	0	1	2	12	1	2	2	42	25	1	1062	0	1	2	12	1	1	2	20	8	1
392	0	2	1	16	2	2	2	66	24	2	1063	0	2	3	10	1	2	2	29	21	1
393	0	2	2	35	1	1	2	43	33	1	1064	1	2	1	1	2	2	2	100	100	4
394	0	2	1	22	1	1	2	42	24	1	1065	0	2	1	5	1	1	2	21	8	1
395	0	1	4	21	2	1	1	65	10	2	1066	0	2	4	24	2	1	2	31	27	1
396	0	1	2	33	2	1	2	43	35	1	1067	1	2	1	2	2	2	2	92	101	4
397	0	1	1	26	1	1	1	25	20	1	1068	0	2	2	16	1	2	2	36	23	1
398	0	1	1	10	2	1	2	35	6	1	1069	0	1	4	10	2	1	2	31	8	1
399	0	2	1	19	1	2	1	35	35	1	1070	0	2	1	3	1	2	1	32	23	1
400	0	1	1	23	1	1	2	18	8	1	1071	1	1	1	6	2	2	2	63	62	4
401	0	2	1	17	1	1	2	6	0	1	1072	0	1	3	15	1	2	2	38	17	1
402	0	2	2	20	2	1	2	52	25	2	1073	1	2	1	3	2	1	2	40	62	3
403	0	1	1	5	1	1	2	25	12	1	1074	1	1	1	14	2	2	2	41	103	3
404	0	2	1	12	2	1	2	40	13	1	1075	0	2	2	30	1	1	2	20	8	1
405	0	1	2	31	2	1	2	33	13	1	1076	0	1	2	10	1	1	2	41	6	1
406	0	1	1	11	2	2	2	24	8	1	1077	0	1	1	13	2	1	2	49	24	2
407	0	1	1	13	1	1	2	50	13	2	1078	0	1	1	10	1	1	2	19	10	1
408	1	2	1	13	2	2	2	55	97	4	1079	0	2	1	11	2	2	2	32	13	1
409	0	2	4	7	2	1	2	38	13	1	1080	0	2	1	26	2	1	2	30	6	1
410	0	2	3	9	1	2	2	37	37	1	1081	0	1	1	37	2	1	2	63	20	2
411	0	2	2	2	1	2	1	9	7	1	1082	0	1	1	4	1	2	2	23	7	1
412	1	1	3	2	2	2	2	59	115	4	1083	0	2	1	5	1	2	2	48	19	2

413	0	1	2	14	2	2	1	39	18	1	1084	0	2	1	3	1	2	1	20	18	1
414	0	2	1	6	1	1	2	21	12	1	1085	0	2	1	2	2	1	2	51	56	4
415	0	2	3	6	1	2	2	14	8	1	1086	0	2	1	6	1	1	2	18	12	1
416	0	1	1	20	1	2	1	35	25	1	1087	0	2	1	31	1	1	1	8	8	1
417	0	2	2	41	2	1	2	53	37	2	1088	1	2	2	4	2	1	2	24	93	3
418	1	2	2	4	2	2	2	75	105	4	1089	0	2	2	10	1	2	2	27	16	1
419	0	2	3	6	1	2	1	59	25	2	1090	0	1	1	26	2	2	2	23	18	1
420	0	2	2	30	2	1	2	41	22	1	1091	0	2	1	31	2	1	2	20	17	1
421	0	2	2	15	1	2	1	17	15	1	1092	1	1	1	32	1	2	2	35	19	1
422	0	2	1	25	2	2	2	42	51	3	1093	0	2	3	17	2	1	2	26	8	1
423	0	1	2	12	1	2	1	13	13	1	1094	1	2	1	2	2	1	2	87	88	4
424	1	2	1	33	2	1	2	34	91	3	1095	0	2	1	49	2	1	2	56	32	2
425	1	1	1	7	2	2	2	45	92	4	1096	1	1	2	37	1	2	1	26	23	1
426	0	2	2	34	2	2	2	56	46	4	1097	0	1	1	11	2	2	2	27	13	1
427	1	1	3	7	2	2	2	52	113	4	1098	0	1	1	36	2	1	2	49	13	2
428	0	2	1	4	1	2	2	11	0	1	1099	0	1	2	8	2	2	2	47	27	2
429	0	2	2	17	1	1	2	31	20	1	1100	1	2	2	45	2	2	2	43	85	3
430	0	1	2	10	2	2	2	58	13	2	1101	0	2	2	6	1	2	1	31	24	1
431	0	2	2	5	1	2	2	43	30	1	1102	1	1	2	2	2	2	2	44	25	2
432	1	1	2	1	2	2	2	79	99	4	1103	0	1	1	15	2	2	2	45	16	2
433	1	1	2	17	1	1	2	48	18	2	1104	0	2	1	17	2	1	2	27	6	1
434	0	2	3	14	2	1	2	27	8	1	1105	0	2	4	26	1	1	1	8	8	1
435	0	2	2	0	1	1	1	18	18	1	1106	1	2	3	3	2	1	2	81	90	4
436	1	2	1	1	2	1	2	81	113	4	1107	0	2	1	8	2	2	2	36	15	1
437	1	1	1	1	2	1	2	94	94	4	1108	1	1	2	0	2	2	2	83	83	4
438	0	1	2	12	1	1	2	28	18	1	1109	1	2	2	14	2	2	2	35	35	1
439	0	2	1	10	1	2	2	13	7	1	1110	0	1	2	6	2	1	2	29	6	1
440	0	1	1	9	1	1	2	13	0	1	1111	1	1	1	24	2	2	2	22	82	3
441	1	1	2	12	1	2	1	44	18	2	1112	0	1	2	11	1	1	2	16	7	1
442	1	2	2	4	2	1	2	57	104	4	1113	0	2	3	3	1	2	2	33	13	1
443	1	2	1	15	2	1	2	63	46	4	1114	0	1	3	3	1	2	1	22	15	1
444	0	1	2	26	2	1	2	27	11	1	1115	1	1	1	22	2	1	2	42	97	3
445	0	1	1	4	1	2	1	27	25	1	1116	0	1	4	4	1	1	2	20	8	1
446	1	1	1	3	2	2	2	97	97	4	1117	1	2	2	7	2	2	2	63	53	4
447	0	2	2	8	1	2	1	21	21	1	1118	0	2	1	4	1	1	2	21	8	1
448	0	1	1	5	1	2	1	14	11	1	1119	0	2	1	9	1	2	2	37	26	1
449	0	1	1	5	1	1	1	14	12	1	1120	0	2	1	68	2	1	2	55	43	2
450	0	2	1	5	1	1	2	16	7	1	1121	0	2	3	7	2	1	2	63	22	2
451	0	2	1	13	2	1	2	40	13	1	1122	0	2	1	50	2	1	2	52	15	2
452	1	1	3	6	2	2	2	50	88	4	1123	0	1	3	10	2	2	2	45	16	2
453	1	2	1	32	2	2	2	41	20	1	1124	1	1	1	0	2	1	2	79	79	4
454	0	2	1	15	2	1	2	18	8	1	1125	0	2	2	7	1	2	1	23	23	1
455	1	2	1	10	2	1	2	55	99	4	1126	0	1	2	4	1	1	1	18	8	1
456	1	2	4	7	1	1	2	31	11	1	1127	0	2	3	2	1	2	1	15	15	1
457	1	1	3	3	2	1	2	58	73	4	1128	1	2	1	0	2	1	2	108	108	4
458	0	1	2	6	2	2	2	47	62	4	1129	0	2	1	20	1	2	2	35	23	1
459	0	1	1	15	1	2	1	8	8	1	1130	0	2	2	29	2	2	2	34	15	1
460	1	1	1	4	2	2	2	55	45	4	1131	0	1	1	1	2	2	2	101	101	4
461	1	1	1	32	1	2	2	39	25	1	1132	0	2	1	5	1	1	2	34	11	1
462	1	1	1	8	2	2	2	50	94	4	1133	0	2	1	11	1	1	2	31	6	1
463	1	1	1	4	2	1	2	70	94	4	1134	0	2	2	8	2	2	2	21	24	1
464	1	2	3	20	2	2	2	43	85	3	1135	0	2	3	15	2	1	2	32	13	1
465	0	1	2	5	2	2	2	66	32	2	1136	0	2	2	6	1	2	1	22	15	1
466	1	1	1	1	2	2	2	94	94	4	1137	1	1	1	8	2	2	2	58	108	4
467	0	2	4	10	2	1	2	33	25	1	1138	1	2	1	1	2	2	2	62	92	4
468	0	2	2	1	2	2	1	66	56	4	1139	0	2	1	15	1	1	2	23	8	1
469	1	2	3	4	2	1	2	60	107	4	1140	1	2	2	34	2	2	2	49	24	2
470	0	2	1	7	1	1	1	18	13	1	1141	0	2	1	11	2	1	2	31	26	1
471	0	2	1	7	1	2	2	21	10	1	1142	1	1	2	1	2	1	2	87	87	4
472	0	1	4	17	2	2	2	45	26	2	1143	0	2	1	7	2	1	2	57	13	2
473	0	2	1	14	2	1	2	26	8	1	1144	0	2	1	9	1	1	1	28	24	1
474	0	2	1	7	1	2	1	35	24	1	1145	0	1	3	10	1	1	2	54	45	4
475	0	2	1	15	1	2	2	36	20	1	1146	1	2	2	0	2	2	2	100	100	4
476	0	1	2	15	1	2	1	33	29	1	1147	0	2	3	15	1	1	1	14	7	1
477	1	2	1	6	2	1	2	37	69	3	1148	0	2	3	12	2	2	2	55	40	2
478	1	2	2	5	2	2	2	54	101	4	1149	0	1	1	11	1	1	2	43	35	1
479	0	2	1	28	2	1	2	9	6	1	1150	1	1	1	11	2	2	2	40	15	1
480	1	2	1	12	2	2	2	36	80	3	1151	0	1	1	8	1	1	2	21	15	1
481	0	2	1	6	1	1	1	12	13	1	1152	1	2	4	6	2	1	2	27	32	1
482	1	2	2	0	2	1	2	87	87	4	1153	0	2	1	10	2	2	2	61	41	2

483	1	2	2	8	2	2	2	35	101	3	1154	0	2	2	18	2	2	2	47	87	4
484	0	2	1	21	1	2	2	48	37	2	1155	0	1	3	14	2	2	2	35	28	11.5
485	0	1	2	42	2	1	2	33	19	1	1156	0	1	1	58	2	2	2	42	6	1
486	0	2	2	6	2	1	1	28	28	1	1157	1	1	1	5	2	2	2	48	92	4
487	0	2	2	4	2	1	1	29	10	1	1158	0	2	2	37	2	1	2	29	16	1
488	0	1	2	18	1	1	2	4	10	1	1159	0	1	3	10	2	2	2	19	6	1
489	0	1	1	5	1	1	1	0	0	1	1160	0	2	1	7	2	1	2	53	18	2
490	1	2	3	8	2	1	2	54	45	4	1161	1	1	1	1	2	2	2	88	88	4
491	1	2	1	5	2	1	2	48	93	4	1162	0	2	2	9	1	2	1	28	24	1
492	1	1	1	3	2	2	2	51	72	4	1163	1	2	2	43	2	2	2	58	82	4
493	1	2	1	2	2	2	2	43	104	3	1164	0	2	1	2	1	1	1	13	13	1
494	1	1	1	0	2	1	2	114	114	4	1165	0	2	1	31	1	1	2	30	20	1
495	1	2	1	20	1	2	2	41	33	1	1166	0	2	2	11	2	2	2	44	13	2
496	1	2	1	10	2	2	2	50	103	4	1167	1	1	2	25	2	2	2	64	35	2
497	0	2	1	8	1	2	1	20	7	1	1168	0	2	1	5	1	2	1	19	19	1
498	0	1	1	20	2	2	2	57	28	2	1169	0	1	3	17	2	2	2	32	6	1
499	0	2	3	8	1	1	1	34	32	1	1170	0	2	2	14	2	2	2	48	35	2
500	0	2	1	8	1	2	2	20	7	1	1171	0	2	4	6	1	1	1	8	8	1
501	0	1	1	32	1	1	1	18	15	1	1172	0	1	1	20	2	1	2	38	6	1
502	0	2	1	45	2	1	1	46	17	2	1173	0	2	2	3	2	1	2	22	10	1
503	1	1	2	3	2	2	2	97	97	4	1174	1	2	3	19	2	2	2	47	97	4
504	1	1	1	2	2	2	2	94	94	4	1175	0	2	2	7	2	2	2	29	13	1
505	0	2	1	18	2	1	2	47	34	2	1176	0	1	2	16	1	2	1	20	24	1
506	0	2	1	18	2	1	1	44	24	2	1177	0	1	1	13	2	1	2	10	8	1
507	1	2	1	10	2	2	2	44	109	4	1178	0	2	1	8	1	1	2	26	11	1
508	0	2	1	14	2	1	1	45	6	2	1179	0	1	1	19	1	1	2	22	10	1
509	0	1	4	17	1	1	1	23	20	1	1180	0	2	1	24	2	1	2	43	8	1
510	0	2	1	5	1	1	1	2	0	1	1181	1	2	2	5	2	1	2	34	86	3
511	0	1	1	4	1	1	1	14	14	1	1182	1	1	1	31	2	2	2	36	13	1
512	1	1	3	18	2	1	2	48	56	4	1183	0	2	2	18	1	2	1	16	12	1
513	0	2	2	7	2	2	2	68	24	2	1184	0	1	4	5	1	2	1	11	0	1
514	0	1	1	11	1	1	2	17	8	1	1185	1	2	3	1	2	1	2	94	94	4
515	1	2	4	3	2	1	1	45	100	4	1186	0	1	1	30	2	2	2	39	21	1
516	0	2	1	9	2	2	2	48	37	2	1187	1	2	2	14	2	2	2	49	37	2
517	0	2	1	8	1	1	2	40	24	1	1188	0	2	4	8	1	1	2	28	15	1
518	0	2	1	17	2	1	2	34	13	1	1189	1	1	1	1	2	1	2	82	82	4
519	0	1	4	7	1	2	1	25	13	1	1190	0	2	1	8	2	2	2	32	15	1
520	0	2	1	10	1	1	2	29	8	1	1191	1	2	1	1	2	2	2	90	90	4
521	0	1	1	30	2	2	2	60	13	2	1192	0	1	1	6	1	1	2	50	15	2
522	0	2	4	7	1	1	2	6	0	1	1193	0	2	1	8	2	1	2	58	11	2
523	0	2	1	11	2	2	2	70	32	2	1194	0	1	1	19	2	1	2	40	13	1
524	0	1	1	21	1	2	1	21	9	1	1195	1	2	1	20	2	2	2	81	56	4
525	1	1	1	7	2	2	2	56	100	4	1196	1	2	1	2	1	2	1	28	20	1
526	0	2	1	40	1	2	2	18	23	1	1197	0	2	1	4	2	2	2	22	11	1
527	0	2	1	17	1	2	1	0	0	1	1198	0	2	2	6	1	1	1	21	14	1
528	0	1	2	8	2	1	2	19	10	1	1199	0	2	1	26	2	2	2	40	27	1
529	0	2	1	10	1	1	2	32	6	1	1200	0	1	4	9	1	1	1	18	18	1
530	0	2	1	7	1	2	1	26	24	1	1201	0	2	1	13	1	2	2	19	13	1
531	0	1	1	7	1	1	2	5	0	1	1202	0	2	2	12	2	2	2	37	12	1
532	0	1	2	38	2	2	2	53	30	2	1203	0	1	1	5	1	2	1	0	0	1
533	1	2	2	14	2	1	2	62	35	2	1204	1	2	2	7	2	2	2	97	100	4
534	1	2	1	2	2	2	1	48	93	4	1205	0	1	2	30	2	2	2	58	29	2
535	1	2	1	11	2	1	2	54	94	4	1206	1	1	1	41	1	1	2	18	7	1
536	0	2	1	18	2	1	2	27	23	1	1207	0	2	3	23	1	2	1	31	29	1
537	0	2	1	19	2	1	2	29	8	1	1208	0	1	1	2	1	1	2	14	8	1
538	1	2	3	7	2	2	2	31	88	3	1209	1	2	1	1	2	1	2	60	96	4
539	0	1	2	9	1	1	2	26	7	1	1210	0	1	1	19	2	1	2	37	14	1
540	0	2	1	7	1	1	1	15	9	1	1211	0	2	1	8	2	1	2	30	28	1
541	0	1	1	6	1	2	2	23	14	1	1212	0	1	3	30	2	1	2	24	6	1
542	1	2	3	7	1	2	2	40	82	3	1213	1	2	2	19	2	2	2	51	95	4
543	0	2	3	23	2	1	2	38	24	1	1214	0	2	2	9	2	1	2	27	8	1
544	0	1	2	9	1	2	2	33	24	1	1215	0	2	3	8	1	2	1	20	15	1
545	0	2	1	22	1	2	2	33	18	1	1216	1	2	1	14	2	2	2	22	85	3
546	0	2	2	12	2	1	2	41	18	1	1217	0	1	1	6	1	2	1	22	22	1
547	0	1	3	16	2	1	2	15	8	1	1218	1	1	1	36	2	2	2	42	59	3
548	1	2	1	0	2	2	2	84	84	4	1219	0	2	2	29	1	2	2	32	20	1
549	0	2	2	11	1	2	2	41	27	1	1220	0	2	1	28	1	1	2	18	8	1
550	0	2	3	11	1	1	2	31	20	1	1221	0	2	2	6	1	2	2	11	0	1
551	0	1	2	13	2	1	2	53	29	2	1222	0	2	2	12	2	2	2	70	34	2
552	0	1	2	26	1	1	1	27	22	1	1223	0	2	1	8	1	1	2	25	15	1



553	0	2	1	12	1	2	2	17	11	1	1224	1	1	1	2	2	1	2	72	107	4
554	0	2	1	23	2	1	2	32	19	1	1225	0	2	2	12	1	1	1	20	20	1
555	0	1	1	9	1	2	1	32	28	1	1226	0	1	4	35	2	1	2	30	15	1
556	0	2	1	3	1	2	2	24	16	1	1227	0	2	2	5	2	1	2	36	15	1
557	1	2	2	3	1	1	2	29	34	1	1228	0	1	1	24	1	1	2	13	0	1
558	0	2	3	16	1	2	2	25	12	1	1229	0	2	4	7	1	1	2	46	8	2
559	1	1	3	15	2	2	2	55	77	4	1230	0	2	2	6	1	1	1	16	12	1
560	0	1	1	20	2	1	2	41	9	1	1231	1	2	4	5	2	1	2	42	76	3
561	0	1	1	10	2	1	2	30	13	1	1232	0	1	1	13	2	1	2	39	25	1
562	1	2	2	17	2	1	2	41	25	1	1233	0	1	3	18	2	1	2	30	45	3
563	0	1	1	5	2	1	1	33	16	1	1234	0	1	3	18	2	1	2	34	8	1
564	0	1	2	21	2	1	2	36	17	1	1235	0	1	1	13	2	1	2	27	8	1
565	0	2	3	3	2	1	2	37	13	1	1236	0	1	1	4	2	2	2	33	8	1
566	1	2	1	1	2	2	2	96	96	4	1237	1	2	1	17	2	1	2	30	44	3
567	1	2	1	0	2	1	1	96	96	4	1238	1	1	2	7	2	2	2	38	103	3
568	1	1	1	9	2	2	2	67	35	2	1239	0	1	1	3	1	1	2	16	8	1
569	1	2	4	13	2	1	2	26	71	3	1240	1	2	1	8	2	1	2	28	93	3
570	0	2	1	5	2	2	2	37	24	1	1241	0	1	4	15	2	1	2	46	39	2
571	0	2	1	6	1	2	2	37	23	1	1242	1	2	2	5	2	2	2	43	83	3
572	0	2	1	4	1	1	1	17	12	1	1243	0	1	1	9	1	2	1	10	7	1
573	1	1	2	0	2	2	2	92	53	4	1244	0	2	1	14	1	1	2	26	18	1
574	0	2	3	3	1	2	2	34	21	1	1245	0	2	2	13	1	2	2	27	6	1
575	1	2	2	4	1	1	2	68	107	4	1246	1	2	2	4	2	1	2	53	88	4
576	0	2	1	11	1	1	2	33	10	1	1247	0	1	1	8	1	1	1	17	13	1
577	0	2	4	11	2	1	2	22	8	1	1248	1	2	4	25	2	1	2	39	21	1
578	0	2	4	0	2	1	1	23	8	1	1249	0	1	1	11	1	2	1	15	6	1
579	0	2	1	7	2	1	2	56	18	2	1250	0	2	1	38	1	1	2	34	41	1
580	1	2	2	10	2	2	2	44	87	4	1251	0	2	2	10	2	1	2	34	19	1
581	0	1	2	11	1	1	1	11	22	1	1252	1	2	4	16	2	1	2	49	57	4
582	0	1	3	8	2	1	2	54	6	2	1253	0	2	1	15	2	1	2	31	19	1
583	0	2	1	5	1	1	1	21	6	1	1254	0	2	1	7	2	1	2	21	10	1
584	0	2	1	13	1	1	2	21	10	1	1255	0	1	3	4	1	1	2	31	13	1
585	1	2	2	29	2	2	1	38	43	1	1256	0	2	1	25	1	1	2	21	8	1
586	0	1	4	8	2	2	1	7	0	1	1257	0	2	2	15	1	1	2	27	14	1
587	0	1	1	7	2	2	2	57	34	2	1258	0	1	1	7	2	1	1	21	9	1
588	1	1	2	5	2	2	2	48	94	4	1259	0	1	4	19	2	1	1	28	18	1
589	0	2	1	21	2	2	2	51	43	2	1260	0	2	2	16	2	2	2	42	13	1
590	0	2	1	7	1	1	2	13	7	1	1261	0	2	3	8	2	1	1	23	13	1
591	1	2	1	1	2	2	2	96	96	4	1262	0	2	1	11	1	1	2	21	0	1
592	0	1	3	10	2	1	2	71	6	2	1263	0	1	1	6	2	2	2	44	27	2
593	0	1	1	5	1	2	1	17	14	1	1264	0	2	1	50	2	2	2	40	13	1
594	0	1	2	9	2	2	2	61	35	2	1265	1	1	3	6	2	2	2	43	86	3
595	0	2	1	13	2	1	2	18	14	1	1266	1	2	1	4	2	1	2	26	72	3
596	0	1	1	19	2	2	2	31	19	1	1267	0	2	4	19	2	1	2	24	8	1
597	0	2	3	4	1	2	2	24	12	1	1268	1	2	1	1	2	1	2	83	83	4
598	1	2	1	50	2	1	2	43	30	1	1269	1	2	1	23	2	2	2	45	28	2
599	1	2	1	7	2	2	2	60	61	4	1270	0	2	2	15	2	1	2	19	8	1
600	0	2	1	6	2	1	2	23	77	3	1271	1	2	1	1	2	1	2	93	108	4
601	0	1	1	5	1	2	2	39	18	1	1272	1	2	2	1	2	1	2	84	84	4
602	1	2	2	10	2	1	2	35	73	3	1273	0	2	1	9	2	1	2	26	14	1
603	0	1	1	2	2	2	2	60	20	2	1274	0	2	1	21	2	2	2	44	31	2
604	0	2	1	6	1	2	1	40	38	1	1275	0	2	1	4	1	1	2	11	0	1
605	0	1	2	6	1	2	1	20	20	1	1276	1	2	1	4	2	1	2	83	92	4
606	1	2	1	12	2	2	2	49	71	4	1277	0	1	3	7	2	2	2	42	18	1
607	1	2	1	12	2	1	2	34	87	3	1278	1	2	1	4	2	2	2	64	75	4
608	1	1	2	3	2	1	2	24	81	3	1279	1	2	3	2	2	2	1	27	70	3
609	0	2	1	14	1	1	2	8	2	1	1280	1	1	2	20	2	1	2	36	60	3
610	1	1	1	4	2	2	2	54	104	4	1281	0	2	4	10	2	1	2	26	15	1
611	1	2	1	1	2	2	2	105	105	4	1282	1	2	1	3	2	1	2	65	88	4
612	1	1	1	1	2	1	2	102	102	4	1283	0	1	1	19	2	2	2	52	21	2
613	0	2	1	9	2	1	1	17	17	1	1284	1	2	4	6	2	1	2	55	56	4
614	1	1	2	4	2	1	2	30	65	3	1285	1	1	3	1	2	1	2	87	100	4
615	0	2	3	5	1	2	1	6	6	1	1286	1	2	2	18	2	2	2	64	67	4
616	1	1	1	24	2	2	2	39	21	1	1287	1	1	1	16	2	2	2	66	75	4
617	0	1	1	20	2	2	2	49	19	2	1288	0	2	1	7	1	1	1	25	15	1
618	1	2	2	6	2	1	2	39	82	3	1289	0	2	1	10	2	1	2	36	18	1
619	0	2	2	28	1	1	2	23	15	1	1290	0	1	2	15	1	2	2	41	35	1
620	0	1	2	2	1	2	1	18	11	1	1291	1	2	1	2	2	2	2	43	56	3
621	0	1	1	13	1	2	2	17	15	1	1292	1	1	3	1	2	1	2	82	85	4
622	1	1	1	5	2	2	2	59	101	4	1293	1	2	2	6	2	1	2	61	102	4

623	0	2	1	9	1	2	1	20	7	1
624	0	2	2	38	1	2	1	13	8	1
625	1	1	1	2	2	1	2	57	82	4
626	0	2	1	10	1	2	2	39	24	1
627	0	2	3	18	2	2	2	39	15	1
628	0	1	3	8	1	2	2	18	18	1
629	0	1	1	10	2	1	2	53	15	2
630	0	2	1	13	2	1	2	45	26	2
631	0	1	1	11	1	1	2	45	23	2
632	1	2	1	9	2	1	1	71	123	4
633	0	2	3	4	2	1	1	35	11	1
634	0	2	2	20	1	1	2	13	7	1
635	0	1	1	13	2	2	2	32	13	1
636	0	2	1	7	2	1	2	33	8	1
637	0	1	2	12	1	2	1	23	19	1
638	0	1	3	22	2	2	2	63	39	2
639	1	2	2	26	2	2	2	44	20	2
640	1	1	1	1	2	1	2	68	98	4
641	1	1	2	0	2	1	2	83	83	4
642	0	1	1	18	1	2	2	18	12	1
643	0	2	1	2	2	2	2	54	26	2
644	0	2	1	12	1	1	1	26	13	1
645	0	1	1	18	2	2	2	47	21	2
646	0	2	1	17	1	1	2	29	15	1
647	0	2	2	8	1	1	1	33	29	1
648	1	2	2	6	1	2	2	42	37	1
649	1	2	1	9	2	1	2	54	100	4
650	1	2	1	8	2	1	2	63	61	4
651	0	2	2	7	2	1	1	33	33	1
652	0	1	2	6	2	2	2	53	22	2
653	0	2	2	6	2	1	1	28	21	1
654	0	2	1	11	2	1	2	20	10	1
655	0	1	2	12	2	2	2	27	8	1
656	1	2	4	21	2	1	2	33	21	1
657	0	1	2	6	1	2	1	16	14	1
658	0	2	2	5	1	1	1	28	27	1
659	0	2	1	10	2	1	2	45	20	2
660	0	1	1	2	2	2	2	42	13	1
661	1	1	1	26	2	2	2	61	104	4
662	0	2	1	21	2	1	2	50	13	2
663	1	2	2	17	1	2	2	30	22	1
664	0	1	2	7	1	1	2	15	8	1
665	0	2	3	11	1	2	1	23	21	1
666	0	2	2	5	1	1	2	39	12	1
667	0	2	2	9	2	2	2	12	0	1
668	0	2	1	18	1	1	2	23	0	1
669	0	2	2	29	2	1	2	32	8	1
670	0	2	1	11	2	1	2	26	14	1
671	0	1	2	4	1	2	1	15	15	1

1294	1	2	3	3	2	2	2	72	85	4
1295	0	2	2	6	1	1	1	8	5	1
1296	0	2	4	24	2	1	2	37	15	1
1297	1	1	1	13	2	2	2	79	95	4
1298	0	1	1	21	2	1	2	18	20	1
1299	1	2	3	3	2	1	2	42	59	3
1300	0	2	3	9	1	1	2	14	12	1
1301	0	2	4	36	2	1	2	46	34	2
1302	1	1	1	43	2	2	2	64	75	4
1303	0	1	3	5	2	1	2	48	35	2
1304	0	1	1	8	2	1	1	12	5	1
1305	1	1	1	9	2	2	2	54	63	4
1306	0	1	3	11	1	1	1	2	5	1
1307	0	1	1	7	1	1	2	22	15	1
1308	0	2	2	9	2	1	2	27	16	1
1309	1	2	1	3	1	1	2	46	78	4
1310	1	2	1	0	2	1	2	88	92	4
1311	0	2	4	1	2	1	2	48	15	2

PERWAKILAN BAGI:

- (1) A = Status  
 (2) B = Sex  
 (3) C = Race  
 (4) D = Days\_icu  
 (5) E = Org\_fail  
 (6) F = Comorbid  
 (7) G = Mec\_vent  
 (8) H = S2s\_adm  
 (9) I = S2s\_disc  
 (10) J = S2s\_4cat

PENGKODAN BAGI:

- (1) 'Status' : 0 = Pesakit hidup, 1 = Pesakit Mati  
 (2) 'Sex' : 1 = Perempuan, 2 = Lelaki  
 (3) 'Race' : 1=Melayu, 2=Cina, 3=India, 4=Lain-lain  
 (4) 'Org\_fail' : 1 = Tiada, 2 = Ada  
 (5) 'Comorbid' : 1 = Tiada, 2 = Ada  
 (6) 'Mec\_vent' : 1 = Tiada, 2 = Ada  
 (7) 'S2s\_4cat' : 1 = s2s\_adm < 45 dan s2s\_disc < 45  
 2 = s2s\_adm >= 45 dan s2s\_disc < 45  
 3 = s2s\_adm < 45 dan s2s\_disc >= 45  
 4 = s2s\_adm >= 45 dan s2s\_disc >= 45